

Piched

# FUNÇÃO DE PRODUÇÃO PARA O SETOR INDUSTRIAL BRASILEIRO

ANTÔNIO CARLOS COELHO CAMPINO  
EURICO UEDA  
IVO TÔRRES\*

Em complementação ao artigo anterior desta revista, foram estimadas funções de produção para os seguintes setores: industrial, agrícola, comercial e de serviços. No presente artigo são apresentados e discutidos os resultados obtidos para o setor industrial através de análises *cross-section* e análises mistas *cross-section* — série de tempo. Os dados do *cross-section*, que se referem aos Estados do Brasil nos anos de 1949 e 1959, foram tirados dos Censos Industriais de 1950 e 1960 respectivamente.

## 1 — Forma especificativa da função de produção

A forma geral da função de produção estimada é do tipo Cobb-Douglas:

$$Y_{it} = m K_{it}^{\beta} N_{it}^{\alpha} 10^{U_{it}} \quad (1)$$

a equação (2) encontra-se em forma linear podendo ser estimada pela aplicação do método dos mínimos quadrados.

A disponibilidade de dados de *Cross-section* para os dois anos em estudo, nos

\* Pesquisadores do Instituto de Pesquisas Econômicas, FCEA, USP. O presente trabalho foi iniciado pelo Economista Eurico Ueda, tendo sido, em virtude de sua ausência em bolsa de estudos no exterior, continuado pelos Economistas Ivo Tôrres e Antônio Carlos C. Campino; coube a este último a redação final. Os autores agradecem a orientação do Prof. Andrea Maneschi e a colaboração dos Profs. Affonso Celso Pastore e Samuel Levy, e do Economista Juarez Rizzieri.

onde

$i = 1, 2$ ,  $n$ , representa o Estado onde se deu a observação

$t = 1, 2$   $T$ , representa o tempo onde se deu a observação

Na função (1),  $Y_{it}$  define as observações do produto final,  $K_{it}$  as do fator capital e  $N_{it}$  as do fator trabalho.  $U_{it}$  é uma variável aleatória com média zero e variância finita.

Para estimar a função (1) aplicam-se logaritmos (decimais) a ambos os lados da equação, obtendo-se:

$$\log Y_{it} = \log m + \beta \log K_{it} + \alpha \log N_{it} + U_{it} \quad (2)$$

permite testar se as estimativas obtidas para estes anos diferem significativamente entre si no que diz respeito (i) às elasticidades  $\alpha$  e  $\beta$  tomadas isoladamente, (ii) à existência de progresso tecnológico neutro e (iii) à magnitude dos retornos de escala,  $\alpha + \beta$ . A maioria destes testes foram efetuados mediante a introdução de variáveis *dummy*. Note-se porém, que esse procedimento exige a utilização de deflatores para homogeneizar os dados dos dois anos estudados, dependendo, portanto, a qualidade das estimativas da qualidade dos deflatores empregados.

## 2 — Dados

O setor industrial, para efeito deste trabalho, foi considerado como constituído dos subsetores Indústrias de Transformação e Indústria Extrativa de Produtos Minerais.

Adotou-se essa medida para homogeneizar as amostras disponíveis, já que os Censos Industriais de 1950 e de 1960 diferem entre si quanto à classificação.

As variáveis utilizadas foram:

- KA — capital aplicado, em NCr\$ 1.000,00
- FM — força motriz instalada, em 1.000 cv
- NE — número de empregados em 1.000 pessoas; refere-se a pessoal diretamente ligado à produção
- MM — média mensal de operários ocupados em 1.000 pessoas
- VTI — valor da transformação industrial, em NCr\$ 1.000,00

Os valores assumidos por essas variáveis foram tirados dos Censos de 1950 e 1960 para o setor industrial<sup>1</sup> e são apresentados nas Tabelas 1 e 2 do Apêndice. A variável VTI foi utilizada como uma aproximação para  $Y_{it}$ . Para  $K_{it}$  e  $N_{it}$  as variáveis utilizadas como aproximação foram, respectivamente, FM ou KA e NE ou MM.

As variáveis utilizadas para representar  $K_{it}$  e  $N_{it}$  merecem algum comentário. Iniciando pelos indicadores do “Capital”, a utilização da força motriz instalada implica na admissão de homogeneidade na composição, por tipo e

1. IBGE — Serviço Nacional de Recenseamento, *Censo Industrial, 1960* (Série Nacional — volume III) — Brasil — págs. 76 e 115. IBGE — Serviço Nacional de Recenseamento, *Censo Industrial, 1950* (Série Nacional — volume III, tomo I) — Brasil — págs. 94-95.

idade, das máquinas instaladas, não só entre subsetores industriais mas também entre Estados. Se, ao contrário, a composição do capital instalado fôsse mais moderna, em média, nos Estados que têm maior força motriz, então estaríamos superestimando a elasticidade do produto em relação ao capital na função de produção.

Quando a amostra de 1949 foi combinada com a de 1959 para testar a diferença entre vários parâmetros nestes dois anos, foi necessário deflacionar as variáveis dadas em cruzeiros correntes. Os deflatores utilizados foram o índice de preços industriais para o valor da transformação industrial e o deflator implícito da formação bruta de capital para o capital aplicado.<sup>2</sup> Além dos vieses possíveis acarretados pelo uso destes deflatores, pode resultar um viés adicional da seguinte maneira. Supomos que, entre os dois anos em questão, houvesse um aumento da produtividade média do capital medido em cv., proporcionalmente igual em cada Estado e devido exclusivamente à melhoria na qualidade das máquinas instaladas. Neste caso estaríamos superestimando a *variação*, entre os referidos anos, da elasticidade do produto em relação ao capital, uma vez que esta variável é supostamente de qualidade constante.

O outro indicador de “Capital” ( $K_{it}$ ), a variável “Capital Aplicado”, parece

2. O índice de preços industriais foi obtido da revista *Conjuntura Econômica*, ano XXII, n. 9, setembro 1968, índice 49. O deflator implícito da formação bruta de capital, foi obtido da comparação dos valores nominais com os em preços correntes, apresentados na *Revista Brasileira de Economia*, ano 20, n. 1, março 1966. Visto que os valores do capital aplicado (KA) se referem às datas 1-1-1950 e 1-1-1960, o deflator desta variável foi tomado como sendo a média dos deflatores implícitos da formação bruta de capital de 1959 em relação a 1949 e de 1960 em relação a 1950.

ser um indicador mais apropriado, já que foi obtido com base nos preços de mercado dos bens de capital no momento da coleta de dados; os preços de mercado dão uma melhor avaliação destes bens do que a força motriz, pois permitem medir as diferenças qualitativas dos itens aos quais se referem.<sup>3</sup> Além disso, a variável KA engloba um maior número de itens do que FM. Por outro lado, é importante lembrar que as imperfeições de mercado, particularmente em uma economia sujeita a contínuas pressões inflacionárias, fazem com que os preços de mercado dos bens de capital não reflitam perfeitamente o valor desses bens.

Análise análoga pode ser feita para o fator trabalho. Os dois indicadores propostos acarretam um mesmo tipo de

viés, pois ao se aceitar qualquer um deles como representativo do fator trabalho, está-se ignorando as diferenças no grau de educação e de eficiência pessoal dos empregados.

Restaria mencionar que os indicadores propostos quer para o capital, quer para o trabalho, representam quantidades disponíveis para utilização e não efetivamente utilizadas.

### 3 — Funções estimadas

Inicialmente, procedeu-se à estimação das funções para cada ano separadamente, usando-se as combinações possíveis entre as medidas existentes de "Capital" e "Trabalho"; assim, quatro estimações para cada ano foram desenvolvidas e seus resultados acham-se nos quadros a seguir:<sup>4</sup>

Quadro I = variável dependente: LVTI — 1949

Regr.	log Constante	LKA	LFM	INE	LMM	GL	R <sup>2</sup>
1	0,4272	0,6341 (4,0214)		0,4241 (2,3624)		18	0,9851
2	0,2276	0,7835 (4,7689)			0,2533 (1,3447)	18	0,9823
3	1,2409		0,2246 (1,0824)	0,8816 (3,7191)		18	0,9731
4	1,2047		0,3877 (1,5547)		0,6956 (2,4257)	18	0,9647

Os resultados obtidos revelam que para o ano de 1949, apenas a função

3. Os valores para "capital aplicado" foram computados a partir das respostas dos empresários à indagação acerca de quanto valeria, a preços correntes, o capital existente na unidade econômica sendo recenseada. Os dados de "força motriz" referem-se à força motriz instalada, inclusive a mantida em reserva, disponível não só para a produção, mas também para outros usos, como iluminação e aquecimento.

VTI = f (KA, NE) apresentou significativos, ao nível de 5%, todos os coeficientes das variáveis usadas como explicativas. Apesar da alta multicolinearidade revelada pelos Quadros III e IV, a maioria dos coeficientes estimados dos Quadros I e II foram significantes.

4. LVTI representa o logaritmo decimal de VTI, etc.

Quadro II = variável dependente: LVTI — 1959

Regr.	log Constante	LKA	LFM	LNE	LMM	GL	R <sup>2</sup>
1	0,6182	0,5573 (4,7986)		0,5373 (4,1428)		22	0,9832
2	0,5874	0,5628 (4,5014)			0,5296 (3,1951)	22	0,9819
3	1,3329		0,5022 (2,2589)	0,5322 (1,9918)		22	0,9721
4	1,3074		0,5111 (2,2159)		0,5263 (1,8797)	22	0,9716

Obs.: Nesses quadros e nos subseqüentes, os valores entre parênteses são os “t ratios”; os logaritmos das constantes são logaritmos decimais.

### QUADRO III

Coefficientes de correlação em 1949

	LVTI	LKA	LFM	LNE	LMM
LVTI	1,0000				
LKA	0,9902	1,0000			
LFM	0,9763	0,9873	1,0000		
LNE	0,9858	0,9829	0,9825	1,0000	
LMM	0,9798	0,9812	0,9839	0,9973	1,0000

### QUADRO IV

Coefficientes de correlação em 1959

	LVTI	LKA	LFM	LNE	LMM
LVTI	1,0000				
LKA	0,9849	1,0000			
LFM	0,9834	0,9690	1,0000		
LNE	0,9826	0,9800	0,9882	1,0000	
LMM	0,9825	0,9712	0,9888	0,9982	1,0000

Em 1959, duas das funções estimadas apresentaram o mesmo defeito acima comentado; como a análise tem por objetivo a comparação entre os dois períodos, procurou-se homogeneizar as indicações que serviriam de base, tomando para o ano de 1959 a função que

envolve as mesmas variáveis (também significantes) pertencentes àquela escolhida para 1949, ou seja,  $VTI = f(KA, NE)$ .

Para medir o grau dos retornos de escala existente em ambas equações, lan-

çaremos mão do seguinte artifício, sugerido pelo professor Carlos A. Rocca.<sup>5</sup>

Na função  $VTI = m KA^\beta NE^\alpha$  dividindo-se ambos os membros por  $NE$  teremos:

Para 1949 a equação estimada foi:

$$L \left( \frac{VTI}{NE} \right) = 0,4272 + \frac{0,6341}{(4,0206)} L \left( \frac{KA}{NE} \right) + \frac{0,0583}{(1,5355)} LNE$$

$$R^2 = 0,6441 ; GL = 18$$

e para 1959:

$$L \left( \frac{VTI}{NE} \right) = 0,6182 + \frac{0,5574}{(4,7988)} L \left( \frac{KA}{NE} \right) + \frac{0,0891}{(2,7221)} LNE$$

$$R^2 = 0,6422 ; GL = 22$$

Como se observa pelos resultados transcritos, para o ano de 1949 a soma  $(\alpha + \beta - 1)$  não difere significativamente de zero ao nível de 5%, e, portanto, não se pode rejeitar a hipótese de que o setor industrial apresentava rendimentos constantes de escala naquele ano.

$$\frac{VTI}{NE} = m \left( \frac{KA}{NE} \right)^\beta NE^{\alpha + \beta - 1}$$

Reestimando as funções nessa forma testar-se-á se  $(\alpha + \beta - 1)$  difere ou não significativamente de zero.

Para 1959, o teste efetuado revela que o coeficiente  $(\alpha + \beta - 1)$  é significativamente diferente de zero ao nível de 5%, e positivo; isto leva à admissão de que  $\alpha + \beta - 1 > 0$ , ou  $\alpha + \beta > 1$ ; em 1959 para a indústria como um todo, existiriam retornos crescentes de escala.

Os intervalos de confiança para os coeficientes de  $\log NE$  são

$$\text{para 1949: } P \{ -0,0213 \leq \alpha + \beta - 1 \leq 0,1379 \} = 95\%$$

$$\text{e para 1959: } P \{ 0,0212 \leq \alpha + \beta - 1 \leq 0,1570 \} = 95\%$$

Para testar se as estimativas de 1949 e 1959 diferem significativamente entre si, foram efetuados vários testes, começando com o idealizado por Chow<sup>6</sup>, que

tem por finalidade verificar se duas amostras provêm do mesmo universo.

5. C. A. Rocca — *Economias de Escala na Função de Produção*, tese de doutoramento apresentada à Cadeira III (Estatística I, Estatística Econômica e Econometria) — FCEA-USP — São Paulo 1967 — (Versão Preliminar) págs. 123-4.

6. Gregory C. Chow — “Tests of equality between sets of coefficients in two linear re-

gressions” — *Econometrica* 28: (Julho, 1960). 59-605.

QUADRO V

Regressão	Constante	LKA	LNE	GL	R <sup>2</sup>
LVTI	0,4936	0,6215 (6,5277)	0,4455 (4,2106)	43	0,9804

As somas dos quadrados dos resíduos e seus respectivos graus de liberdade são:

QUADRO VI

	1949	1959	1949 e 1959
Soma quadrados	0,22035	0,45433	0,82411
Graus liberdade	18	22	43

O F calculado:

$$F_c = \frac{0,14943}{0,67468} \times \frac{40}{3} = 2,953$$

Escolhendo-se para efeito de comparação um F teórico com graus de liberdade (3,40) ao nível de 5%, temos  $F_t = 2,84$  e portanto  $F_c > F_t$ . Conclui-se que as equações estimadas para 1949 e 1959 não foram geradas pela mesma estrutura, isto é, que houve modificações na tecnologia entre os dois anos.

Um teste alternativo, a êsse propósito, foi realizado através da estimação da equação:

$$VTI = m KA^\beta NE^\alpha 10^{PD} KA^{\beta'D} NE^{\alpha'D}$$

$$\text{onde } D = \begin{cases} 0 & \text{para 1949} \\ 1 & \text{para 1959} \end{cases}$$

A significância ou não dos parâmetros  $P$ ,  $\alpha'$ ,  $\beta'$  nos indicariam se ocorreram ou não alterações, entre os dois períodos, nos coeficientes  $m$ ,  $\alpha$  e  $\beta$  respectivamente. Esta estimativa revelou não terem ocorrido modificações significantes em nenhum dos parâmetros, o que pode ser

explicado pelas multicolinearidade existente entre as variáveis independentes. Procurou-se, portanto, estimar equações que incluíssem isoladamente cada uma das modificações sugeridas. Os resultados obtidos foram:

QUADRO VII

Regressão	Constante	LKA	LNE	D	D. LKA	D. LNE	GL	R <sup>2</sup>
1. LVTI	0,4984	0,5823 (4,3107)	0,4800 (3,1585)	0,1128 (1,8172)			42	0,9611
2. LVTI	0,5553	0,5703 (4,0783)	0,4670 (3,0805)		0,0359 (1,6760)		42	0,9611
3. LVTI	0,5229	0,6176 (4,6460)	0,3996 (2,7689)			0,0606 (1,4537)	42	0,9601

Nenhuma destas estimativas deu todos os coeficientes significantes ao nível de 5%. Note-se, todavia, que o nível de significância da variável *dummy* (D) foi maior do que o das variáveis D LKA

e D LNE.

Um último teste foi efetuado para estabelecer se houve variação no grau de retornos de escala entre 1949 e 1959. Com êste objetivo estimou-se a equação:

$$\frac{VTI}{NE} = m \left( \frac{KA}{NE} \right)^\beta NE^{\alpha + \beta - 1} NE^{cD} \quad \text{onde } D = \begin{cases} 0 & \text{para 1949} \\ 1 & \text{para 1959} \end{cases}$$

O resultado obtido

$$L \left( \frac{VTI}{NE} \right) = 0,5502 + 0,5972 L \left( \frac{KA}{NE} \right) + 0,0004 LNE + 0,0810 D \cdot LNE$$

(4,5108)                      (1,1242)                      (2,1558)

$$GL = 42; \quad R^2 = 0,4845.$$

mostra que o grau dos retornos de escala mudou significantemente ao nível de 5% de 1949 para 1959. Em 1949  $\alpha + \beta$  não era significantemente diferente de 1, o que é compatível com os resultados obtidos quando da estimação da função  $\frac{VTI}{NE} = m \left( \frac{KA}{NE} \right)^\beta NE^{\alpha + \beta - 1}$  para êste ano. Entre 1949 e 1959 o grau de retornos de escala mudou de aproximadamente 0,08, o que fêz com que em 1959 o setor industrial demonstrasse retornos crescentes de escala.

#### 4 — Conclusões

Foi efetuada uma série de estimativas de *cross section* da função de produção para o setor industrial brasileiro nos anos 1949 e 1959, utilizando-se como variáveis independentes o capital aplicado e o número de empregados, e como variável dependente o valor da transformação industrial.

O grau dos retornos de escala,  $\alpha + \beta$ , não foi significantemente diferente de 1 em 1949. Em 1959, houve uma mudança significante nos retornos de escala, que tornaram-se crescentes. A causa disso não foi revelada pelas regressões executadas. Pode-se supor que o intenso processo de industrialização que transformou a economia brasileira nos anos cinquenta produziu uma série de economias externas e internas (refletidas neste trabalho num aumento de  $\alpha + \beta$ ), particularmente nos Estados mais avançados do país, e que êste processo foi por sua vez favorecido por elas, graças a um fenômeno de causalidade circular.

A conveniência ou não desta concentração regional de economias externas e internas decorre de vários critérios políticos, além de econômicos, concernentes ao conflito entre produtividade e equilíbrio regional, que fogem do alcance dêste trabalho.

## APÊNDICE

TABELA 1: Produção, capital e mão-de-obra no setor industrial — 1949

Unidades da Federação	Valor da transformação industrial (NCr\$ 1.000)	Capital aplicado (NCr\$ 1.000)	Fôrça motriz (1.000 CV)	N.º de empregados (1.000)	Média mensal dos operários (1.000)
Guaporé .....	—	—	—	—	—
Acre .....	—	—	—	—	—
Amazonas .....	98,101	98,388	6,905	3,580	3,688
Rio Branco .....	5,004	3,624	0,118	0,225	0,222
Pará .....	257,266	238,385	24,780	10,321	10,702
Amapá .....	—	—	—	—	—
Maranhão .....	143,565	123,568	12,889	8,757	9,116
Piauí .....	27,924	61,733	4,557	1,913	2,642
Ceará .....	333,426	486,976	32,297	17,352	28,470
R. G. do Norte .....	226,640	311,693	12,929	12,034	11,232
Paraíba .....	479,638	502,082	34,515	26,215	28,409
Pernambuco .....	2.276,429	2.236,523	126,427	76,483	79,003
Alagoas .....	429,093	548,264	36,898	22,143	21,864
Sergipe .....	234,368	294,087	27,746	14,532	14,406
Bahia .....	810,612	650,078	44,843	35,719	38,257
Minas Gerais .....	3.803,204	4.190,782	244,656	111,513	119,461
Espírito Santo .....	275,972	255,067	20,883	7,214	8,027
Rio de Janeiro .....	3.476,828	6.161,107	301,472	78,631	79,563
Guanabara .....	8.475,166	6.319,672	276,319	171,463	168,305
São Paulo .....	25.869,093	22.977,603	1.135,764	488,633	493,771
Paraná .....	1.792,470	1.963,537	119,574	40,086	39,787
Santa Catarina .....	1.413,568	1.611,492	104,406	44,526	47,173
Rio Grande do Sul .....	4.280,425	4.056,488	244,426	99,945	109,274
Mato Grosso .....	131,908	160,434	5,912	3,712	3,794
Goiás .....	—	—	—	—	—

Fonte: Censo Industrial — 1950.



APÊNDICE

TABELA 2: Produção, capital e mão-de-obra no setor industrial — 1959

Unidades da Federação	Valor da transformação industrial (NCr\$ 1.000)	Capital aplicado (NCr\$ 1.000)	Fôrça motriz (1.000 CV)	N.º de empregados (1.000)	Média mensal dos operários (1.000)
Rondônia .....	92,988	84,575	1,005	0,450	0,448
Acre .....	34,751	45,765	0,276	0,296	0,492
Amazonas .....	2.479,185	583,140	8,754	3,735	4,395
Roraima .....	3,571	2,361	0,013	0,042	0,037
Pará .....	2.418,829	2.295,203	33,600	10,019	10,421
Amapá .....	1.110,759	3.000,728	7,248	2,055	2,473
Maranhão .....	1.493,528	1.375,776	20,713	11,084	13,084
Piauí .....	364,933	340,017	7,488	3,087	4,037
Ceará .....	3.127,287	2.387,638	36,790	16,572	16,878
Rio Grande do Norte .....	2.147,639	1.560,635	18,847	9,993	9,738
Paraíba .....	3.368,116	1.932,383	35,329	14,479	13,076
Pernambuco .....	14.142,187	14.075,267	187,637	60,331	60,891
Alagoas .....	2.914,526	2.214,529	47,974	16,616	16,414
Sergipe .....	1.357,041	1.134,158	23,140	11,766	11,993
Bahia .....	13.416,871	8.571,023	63,500	35,313	38,877
Minas Gerais .....	33.566,775	27.225,400	422,894	114,575	123,929
Espírito Santo .....	1.481,839	1.707,337	28,858	7,580	8,439
Rio de Janeiro .....	39.650,266	34.578,664	348,904	91,277	94,893
Guanabara .....	56.198,549	31.033,444	364,510	137,213	140,210
São Paulo .....	301.974,041	204.799,463	2.647,865	650,072	690,182
Paraná .....	17.474,631	12.043,330	236,059	55,467	58,238
Santa Catarina .....	13.033,605	9.769,867	201,059	57,708	61,517
Rio Grande do Sul .....	38.310,990	24.588,876	362,620	105,134	118,691
Mato Grosso .....	1.852,832	2.930,600	19,814	5,955	6,450
Goiás .....	1.963,103	1.718,713	20,328	5,067	6,436

Fonte: Censo Industrial — 1960.