FUNÇÃO DE PRODUÇÃO AGREGADA E PROGRESSO TECNOLÓGICO NA ECONOMIA BRASILEIRA *

ANDREA MANESCHI
EGAS MONIZ NUNES**

Introdução

O propósito dêste artigo é apresentar e discutir os resultados obtidos na estimação de uma função de produção agregada para a economia brasileira. A Seção I contém uma breve apresentação da teoria e metodologia adotada. A Seção II apresenta os resultados obtidos e a Seção III encerra o artigo com algumas observações finais.

I — *Função de produção e progresso tecnológico*

Em uma economia existem diversas relações causais, uma das quais a que relaciona o produto aos fatôres utilizados. É uma relação técnica denominada Função de Produção e definida como sendo a relação entre vários fatôres utilizados e a quantidade máxima de produto obtido através de combinações dêstes mesmos fatôres por unidade de tempo. Representando por Y_t o produto de uma economia no tempo t e por K_t e N_t o capital e o trabalho, pode-se exprimir tal função como

$$Y_t = A_t \, f \, (K_t, N_t) \, u_t \qquad (1)$$

ou, na forma de uma função Cobb-Douglas,

$$Y_t = A_t \, K_t^{\beta} \, N_t^{\alpha} \, u_t \qquad (2)$$

que é uma das especificações possíveis para a função (1), onde A_t representa o "progresso tecnológico" e u_t é um têrmo estocástico com média 1 e variância finita.

Os resultados da estimação direta da equação (2), que se acham no Quadro A do Apêndice 2, são destituídos de significado econômico, seja por causa do alto grau de multicolinearidade entre as variáveis independentes ou por causa da forma especificativa adotada. Por exemplo, a forma (2) da função de produção não pode averiguar a possível existência de uma proporção fixa entre os fatôres de produção. Para testar a existência de tal condição, estimou-se também funções de produção do tipo Leontief. As estimativas das funções alternativas a (2) podem ser encontradas nos Quadros B e C do Apêndice 2, onde são objeto de breve comentário.

Dadas as dificuldades de estimação direta da equação (2), resolveu-se estimar os parâmetros desta equação de

* Êste artigo reúne os resultados em nível agregado da pesquisa conduzida no IPE em 1968/1969 para a obtenção de uma função de produção para a economia brasileira. Uma primeira redação dêste artigo foi feita pelo Economista Eurico Ueda do IPE. Agradecimentos são formulados ao Prof. Affonso Celso Pastore e aos Pesquisadores Ivo Torres e Juarez Rizzieri, todos pertencentes ao Setor de Pesquisas do IPE, pelas valiosas sugestões oferecidas. Os autores contudo assumem a responsabilidade pelos resultados apresentados. Os autores agradecem à Unidade de Processamento de Dados da FCEA-USP, responsável pela parte de computação.

** Ambos do Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo. O primeiro é Professor Visitante e pertence à Universidade de Vanderbilt. O segundo é Professor-Assistente da FCEA-USP.

forma indireta, na hipótese de retornos constantes de escala, obtendo-se daí o progresso tecnológico de maneira residual. Neste trabalho apresentamos três modelos que visam medir e explicar desta maneira o progresso tecnológico na economia brasileira durante o período 1947-1960.

1 — *O Modêlo de Solow*[1]

Uma medida das mudanças tecnológicas ocorridas em uma economia foi desenvolvida por Robert Solow.

Aceita-se inicialmente que qualquer mudança tecnológica verificada é do tipo neutro[2] e que é válida a função

$$Y_t = A_t\ f\ (K_t,\ N_t) \qquad (1)$$

onde o fator multiplicativo A_t mede o efeito das mudanças tecnológicas acumuladas através do tempo.

Aceita-se ademais que as condições de produtividade marginal são válidas como determinantes do caminho de expansão da função de produção.

$$\frac{\delta Y}{\delta K} = \frac{q}{p} \qquad (3a)$$

$$\frac{\delta Y}{\delta N} = \frac{s}{p} \qquad (3b)$$

onde q = taxa de remuneração do fator capital,

s = taxa de remuneração do fator trabalho e

p = nível de preços.

Diferenciando a eq. (1) em relação ao tempo, dividindo após ambos os membros por Y e denotando-se por $\dot{Y} = dY/dt$, etc., obtém-se

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + A\ \frac{\delta f}{\delta K}\ \frac{\dot{K}}{Y} + A\ \frac{\delta f}{\delta N}\ \frac{\dot{N}}{Y} \qquad (4)$$

A expressão (4) pode ser simplificada quando se nota que se

$$\frac{\delta Y}{\delta K} = \frac{q}{p}$$

então

$$\frac{\delta Y}{\delta K}\ \frac{K}{Y} = w_K$$

e, da mesma maneira,

$$\frac{\delta Y}{\delta N}\ \frac{N}{Y} = w_N$$

onde w_K e w_N exprimem as participações de cada fator no produto total.

Conseqüentemente, a eq. (4) pode ser reescrita como

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + w_K \frac{\dot{K}}{K} + w_N \frac{\dot{N}}{N}$$

1. Robert M. Solow, "Technical Change and the Aggregate Production Function", *The Review of Economics and Statistics,* vol. 39, agôsto, 1957, págs. 312-320.

2. Define-se mudança tecnológica neutra como sendo aquela em que a taxa marginal de substituição de capital por trabalho permanece inalterada para cada combinação de K e N. Veja-se a respeito M. Brown, *On the Measurement of Technological Change,* Universidade de Cambridge, 1966, págs. 20-22.

ou,

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A} + w_K \frac{\Delta K}{K} + w_N \frac{\Delta N}{N}$$

onde os Δ's são aproximações discretas anuais das derivadas em relação ao tempo. Simplificando a notação usada e admitindo-se que a função de produção apresenta retornos constantes de escala, obtém-se:

$$r_Y = r_A + (1 - w_N)\, r_K + w_N\, r_N \qquad (5)$$

onde os valôres anuais de w_N são obtidos dividindo-se a remuneração L_t do fator trabalho pelo produto Y_t; conhecidos os valôres de r_Y, r_K e r_N, r_A pode ser obtido para que sejam calculados índices para A_t.

Denominando-se tais índices por A'_t, com base 1 no ano inicial do período considerado, pode-se então estimar a função de produção. Desde que esta seja homogênea de grau um e do tipo Cobb-Douglas,

$$Y_t = A_t\, K_t^{\beta}\, N_t^{1-\beta} \qquad (2a)$$

Contudo, desde que A_t não é conhecido mas sim A'_t, estabelece-se a relação

$$A_t = m\, A'_t$$

e, então,

$$\frac{Y_t/N_t}{A'_t} = m \left(\frac{K_t}{N_t}\right)^{\beta} \qquad (2b)$$

Daí podem-se estimar os parâmetros m e β.

2 — *O Modêlo de Wolfson*[3]

Preocupado com diferenças regionais de salários agrícolas nos EUA, Wolfson desenvolveu um modêlo econométrico análogo ao seguinte.

Na função de produção

$$Y_t = A_t\, K_t^{\beta}\, N_t^{\alpha} \qquad (2a)$$

admitindo-se que

$$\alpha + \beta = 1, \quad \alpha > 0, \quad \beta > 0,$$

Wolfson estima o parâmetro α como sendo

$$\hat{\alpha} = \prod_{t=1}^{n} \left(\frac{L_t}{Y_t}\right)^{\frac{1}{n}} \qquad (6)$$

que é a média geométrica dos valôres anuais obtidos para w_N. Desta maneira, segundo Wolfson, obtém-se um estimador de máxima confiança para α.

Como conseqüência,

$$\hat{\beta} = 1 - \hat{\alpha}.$$

Conhecidos pois $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$, pode-se, ao logaritmizar-se a eq. (2), obter um valor estimado para log A_t, dado por

$$(\log A_t)^e = \log Y_t - (\hat{\alpha} \log N_t + \hat{\beta} \log K_t) \qquad (7)$$

A contribuição original de Wolfson consiste em tomar o resíduo assim obtido como função de certas variáveis que no caso presente serão o Investimento

3. R. J. Wolfson, "An Econometric Investigation of Regional Differentials in American Agricultural Wages", *Econometrica*, vol. 26, abril de 1958, págs. 222-257.

Fixo Total (IFT), o Investimento Fixo Privado (IFP), o Investimento Fixo do Govêrno (IFG) e o Nível Educacional (CC/N).[4] Isto é,

$$(\log A_t)^e = b_o + b_1 z_{1t} + \qquad + b_i z_{it} \tag{8}$$

Como se pode notar, o modêlo de Wolfson é semelhante ao de Solow. A grande diferença reside no fato de que enquanto Solow se preocupa em medir o progresso tecnológico, Wolfson vai além, ao tentar explicá-lo através da relação (8). Além disso, segundo Klein,[5] o modêlo de Wolfson é mais consistente em têrmos das implicações probabilísticas assumidas. Tal crítica baseia-se no fato de que Solow utiliza as equações de produtividade marginal para obter a série anual de mudança tecnológica para após calcular os parâmetros α e β, enquanto que Wolfson primeiramente calcula α e β, baseado nas referidas equações de produtividade marginal. Desta maneira Wolfson associa uma distribuição probabilística aos parâmetros α e β, e, conseqüentemente ao modêlo, enquanto que tal associação no modêlo de Solow só ocorre posteriormente quando β é estimado através da eq. (2a).

Além disso, o modêlo de Solow utiliza-se dos valôres de w_N e w_K para calcular A_t e após calcular β. Mas não se deve esquecer que β é um valor médio de w_K; existe pois uma circularidade no modêlo que pode conduzir a estimações incorretas para β.

3 — *O Modêlo de Tinbergen*[6]

Proposto pela primeira vez por Tinbergen, uma forma alternativa de se representar a função de produção é dada pela seguinte função,

$$Y_t = m\, K_t^{\beta}\; N_t^{\alpha}\; e^{\lambda t} \tag{9}$$

cuja diferença em relação à (2a) anteriormente apresentada, é que o progresso tecnológico é representado por λt e, onde λ é a taxa média de crescimento dêste progresso tecnológico. Os parâmetros m e λ são estimados através da equação

$$(\log A_t)^e = \log m + \lambda t \log e = \log m + a_1 t \tag{10}$$

onde $(\log A_t)^e$ é dado pela equação (7) do modêlo de Wolfson.

Assim, ao estimar-se tal relação tem-se

$$\hat{\lambda} = \hat{a}_1 / \log e$$

Pode-se notar que tal formulação é um caso particular do modêlo de Wolfson quando na eq. (8), a variável z_{1t} é o tempo t e z_{it} $(i \neq 1) = 0$.

II — RESULTADOS OBTIDOS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

1 — *Dados utilizados*

As observações disponíveis para cada variável utilizada referem-se ao período

4. Definido como sendo a razão da soma das conclusões dos cursos Secundário + Colegial sôbre a População Econômicamente Ativa. Esta Variável foi usada no contexto de função de produção por O. Niitamo. Citado por Klein, L., *An Introduction to Econometrics*, 1962, pág. 110.

5. Klein, Lawrence, *op. cit.*, pág. 109.

6. *Jan Tinbergen Selected Papers*, editado por Klaassen, Koyck e Witteveen, 1959, págs. 182-221, citado por M. Brown, *op. cit.*, págs. 110-112. Note-se que os logarítmos empregados estão na base decimal.

1947-1960. Tôdas as variáveis contêm, como é de se esperar, erros normais de aferição e, muitas vêzes, séries não correspondem precisamente à variável definida teòricamente. Para o fator trabalho, por exclusão, optou-se pelo uso de uma série que representa aproximadamente o número de pessoas ativas com 10 anos de idade ou mais.[7] Não é necessário alongar-se demasiadamente na discussão do êrro cometido quando usada para representar o grau de utilização do fator trabalho.

Um outro problema de fundo metodológico está relacionado com a decisão a ser tomada quanto às variáveis que podem ser representadas por duas ou mais séries estatísticas. Tal é o caso das variáveis Renda, Capital e Investimento que possuem valôres "líquidos" e "brutos"

Como é de se esperar, as estatísticas de distribuição da renda em têrmos de salários, juros, etc., referem-se ao produto interno líquido, expresso a custo de fatôres. Portanto esta variável foi também empregada para representar Y_t na função de produção, respeitando-se desta maneira as equações de produtividade marginal, para que w_N pudesse ser calculado. Como conseqüência o capital será também representado por seu valor líquido.

Tôdas as séries de valôres para as variáveis usadas no presente trabalho e para as variáveis em têrmos brutos podem ser encontradas no Apêndice 1.

2 — *Estimativas indiretas*

2.1 — *O modêlo de Solow*

Inicialmente determinou-se a remuneração do fator Trabalho L_t, e calculou-se a participação desta remuneração na Renda Interna Líquida, RIL, para o período 1947-1960. Para efeito de comparação, o mesmo foi feito em relação à Renda Nacional Bruta, RNB. Êstes valôres são apresentados no Quadro I.

QUADRO I[1]

Anos	Participação da Remuneração do Fator Trabalho na: Renda interna líquida[2]	Renda nacional bruta[3]
1947	0,7395	0,6363
1948	0,7448	0,6393
1949	0,7403	0,6305
1950	0,7322	0,6250
1951	0,7101	0,5944
1952	0,7274	0,6090
1953	0,7131	0,6041
1954	0,7046	0,5822
1955	0,7251	0,6112
1956	0,7466	0,6241
1957	0,7480	0,6213
1958	0,7317	0,5961
1959	0,7072	0,5688
1960	0,7231	0,5807

1 — Para os valôres originais de RIL, RNB e da Remuneração do Fator Trabalho, veja-se Apêndice 1.

2 — Renda Interna Líquida a custo de fatôres.

3 — Renda Nacional Bruta a preço de mercado.

Pode-se notar que enquanto a participação de L_t na Renda Interna Líquida ficou aproximadamente constante ao correr do tempo, o mesmo não aconteceu em relação à participação de L_t na Renda Nacional Bruta.[8]

7. Esta série foi estimada pelo Grupo de Trabalho IPEA-IBGE para o *Plano Decenal de Desenvolvimento Econômico e Social,* Ministério do Planejamento e Coordenação Econômica, 1967.

8. Dada a hipótese de constância de w_N e w_K na função Cobb-Douglas, é desejável que êstes valôres não possuam uma tendência apre-
maiores detalhes veja-se Ministério do Plane-

Determinados os pares de valôres (w_N, w_K), r_A pode então ser obtida da relação.

$$r_A = r_Y - (w_K\, r_K + w_N\, r_N) \qquad (5a)$$

O passo seguinte consiste em, arbitràriamente, postular-se $A_{47} = 1$, e então obter-se uma série completa para A_t. O Quadro II apresenta todos os cálculos

QUADRO II

Cálculos para o modêlo de Solow

	r_Y	r_N	r_K	w_N	w_K	$r_A = r_Y - (w_N\, r_N + w_K\, r_K)$	A_t
1947							1,000
1948	0,08843	0,03774	0,03318	0,7448	0,2552	0,05187	1,0519
1949	0,05035	0,02424	0,03576	0,7403	0,2597	0,02312	1,0762
1950	0,05322	0,01183	0,04572	0,7322	0,2678	0,03232	1,1110
1951	0,03233	0,01170	0,06710	0,7101	0,2899	0,00457	1,1161
1952	0,05990	0,05202	0,06704	0,7274	0,2726	0,00379	1,1203
1953	0,03787	0,01099	0,04605	0,7131	0,2869	0,01682	1,1391
1954	0,05086	0,04348	0,05891	0,7046	0,2954	0,00282	1,1423
1955	0,08916	0,03646	0,04484	0,7251	0,2749	0,05039	1,1999
1956	0,01135	0,00502	0,04791	0,7466	0,2534	— 0,00454	1,1944
1957	0,06662	0,04500	0,05280	0,7480	0,2520	0,01966	1,2179
1958	0,04141	0,02392	0,05299	0,7317	0,2583	0,00969	1,2297
1959	0,05890	0,03271	0,05681	0,7072	0,2928	0,01914	1,2532
1960	0,06374	0,02262	0,05820	0,7231	0,2769	0,03127	1,2924

para o modêlo de Solow. Note-se que r_A capta tôdas as influências sofridas pelo produto, exceto variações nas quantidades dos fatôres usados K e N. A impossibilidade de se separar r_A em diversas parcelas para que fôssem isoladas variações puras de tecnologia faz com que r_A seja o resultado líquido de influências por vêzes opostas. A_t que mostra durante o período uma tendência crescente, pode ser interpretado como um "Índice de Variação Tecnológica", isto significando que houve mudanças tecnológicas no período estudado, o

renda entre os fatôres permaneça inalterada. Tomando-se as duas colunas constantes do Quadro I como funções do tempo, pode-se ter uma idéia mais clara das tendências apresentadas por L_t/RIL e L_t/RNB. As estimações obtidas foram as seguintes:

$$L_t/RIL = 0{,}7351 - 0{,}0009\,t \qquad R^2 = 0{,}26 \qquad d = 1{,}410$$
$$(t = -0{,}941)$$

$$L_t/RNB = 0{,}6368 - 0{,}0037\,t \qquad R^2 = 0{,}50 \qquad d = 1{,}306$$
$$(t = -3{,}493)$$

A significância da estimativa para a segunda regressão e o valor obtido para o respectivo R^2 confirmam claramente uma tendência declinante de L_t/RNB através do tempo, o que faz com que RNB não seja uma boa representante para o Produto Total.

efeito acumulado de tais mudanças sendo aproximadamente medido pelos valôres de $\dot{A}_t$ tomando-se por base a tecnologia existente no ano de 1947.

Os valôres obtidos para A_t sugerem que no período considerado o acréscimo do produto devido a mudanças tecnológicas foi de aproximadamente 29%. Ao mesmo tempo, a Renda pràticamente dobrou. É possível argüir-se que do incremento total da Renda, 46% pode ser atribuído a mudanças tecnológicas, enquanto que os restantes 54% à crescente utilização dos fatôres.[9]

Êstes resultados diferem daqueles obtidos por Solow para a economia americana. Lá, segundo o referido autor, os valôres foram de 87,5% e 12,5% respectivamente.[10] Cabe notar que os resultados obtidos para os dois países não implicam na conclusão de que o comportamento do progresso tecnológico teria sido o mesmo se a formação líquida de capital tivesse sido menor ou nula. Grande parte dêste progresso é, sem dúvida, do tipo incorporado ao capital ("capital-embodied") e a inter-relação entre estas duas variáveis demasiadamente complexa para serem captadas e separadas por uma função de produção agregada.

Conhecida a série de valôres para A_t pode-se então estimar a função de produção

$$\frac{Y_t/N_t}{A_t} = m \left(\frac{K_t}{N_t} \right)^{\beta} \qquad (2a)$$

onde $m = A_{47}$.

A estimação obtida para a eq. (2a) foi a seguinte:

$$\log \frac{RIL/N}{A_t} = 0{,}8358 + \underset{(34{,}874)}{0{,}2459} \log (K/N)$$

$$R^2 = 0{,}990 \qquad d = 2{,}407 \qquad GL = 12,$$

com o uso de logaritmos decimais, onde o número entre parênteses é o "t-ratio" do coeficiente correspondente.

É interessante notar que o valor obtido para $\hat{\beta}$ aproxima-se da média aritmética dos valôres de w_K; tal média foi calculada como sendo 0,2719.

2.2 — *O modêlo de Wolfson*

O primeiro passo na estimação do modêlo de Wolfson consiste em estimar-

9. Dividindo-se o valor real de RIL para 1960 por A_{60}, obtem-se uma Renda "corrigida" livre de mudanças tecnológicas, cujo valor ascende a NCr$ 405,50 × 10[6].

Então tem-se:

Renda Real, 1947:	NCr$ 264,60 × 10[6]
Renda Real, 1960, livre de mudanças tecnológicas:	405,50
Renda Real, 1960:	524,00

Conseqüentemente,

Incremento total:	NCr$ 259,40 × 10[6]	(100%)
a) Devido a mudanças tecnológicas:	118,50	(40%)
b) Devido a crescente utilização dos fatôres:	140,90	(54%)

10. Veja-se Solow, *op. cit.*, pág. 316.

se α e β. Através da fórmula (6) isto foi feito com o seguinte resultado:[11]

$$\hat{\alpha} = \underset{(0{,}015)}{0{,}7280} \qquad \hat{\beta} = 0{,}2720$$

Determinados $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ é possível, utilizando os valôres líquidos das variáveis Renda Interna e Estoque de Capital, obter o resíduo $(\log A_t)^e$ e daí calcular A_t^e, variável que representa o fator multiplicativo da função de produção (2) devido ao progresso tecnológico. A série dos valôres calculados de A_t (x 10^6) é a seguinte:

1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953
6,243	6,556	6,709	6,915	6,954	6,979	7,426

1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960
7,120	7,466	7,428	7,566	7,637	7,782	8,020

Para estimar a relação

$$(\log A_t)^e = b_o + b_1 z_{1t} + \qquad + b_i z_{it} \qquad (8)$$

foram escolhidos como representantes z_{jt} os logaritmos das variáveis Investimento Fixo Total Real (IFT), Investimento Fixo Privado Real (IFP), Investimento Fixo Real do Govêrno (IFG) e a participação de conclusões de cursos ginasiais e colegiais na população econômicamente ativa (CC/N).

O método empregado consiste pois em isolar as contribuições dos fatôres capital e trabalho, e residualmente, obter a parcela do produto não explicada por êstes fatôres, que é considerada como sendo devida à contribuição de variações tecnológicas. Admitindo-se que estas variações tecnológicas são introduzidas no processo econômico através de novos investimentos, torna-se interessante testar o comportamento de $(\log A_t)^e$ em relação ao investimento fixo, total, privado e público. Supõe-se que IFT, IFP e IFG representem razoàvelmente a incorporação do progresso tecnológico em novos bens de capital, e que uma variável que indicasse variações no nível educacional da mão-de-obra, represente o grau de adaptabilidade do fator trabalho a novas técnicas e processos de produção.

Os resultados aparecem no Quadro III. As primeiras quatro regressões mostram que cada uma das quatro variáveis independentes acima mencionadas, tomadas sucessivamente, revelaram-se significantes ao nível de 1%. As equações (7) e (8), com variáveis independentes log IFG, log CC/N e log IFG, log IFP respectivamente, deram também bons resultados.

2.3 — *O modêlo de Tinbergen*

Como foi visto anteriormente existe uma outra maneira pela qual o progresso tecnológico pode ser avaliado. Dada a função de produção

$$Y_t = m\, K_t^{\beta}\, N_t^{\alpha}\, e^{\lambda t} \qquad (9)$$

o progresso tecnológico é explìcitamente incluído através de uma taxa média de variação que é o parâmetro λ do elemento tendência $e^{\lambda t}$.

Conhecidos α e β através da fórmula (6) e, conseqüentemente $(\log A_t)^e$, λ pode ser fàcilmente calculado através da relação

$$(\log A_t)^e = \log m + \lambda t \log e \qquad (10)$$

11. O valor apresentado entre parênteses é o respectivo desvio padrão calculado a partir dos valôres naturais e em relação à média geométrica.

QUADRO III

Estimações da relação (8)

	Constante	z_{jt}						
	b_0	log IFT	log IFP	log IFG	log CC/N	R^2	d	GL
(1)	0,5065	0,1969 (7,4127)				0,8207	2,466	12
(2)	0,5478		0,1879 (5,6321)			0,7255	2,228	12
(3)	0,6993			0,1305 (6,8101)		0,7944	1,411	12
(4)	0,9488				0,3163 (11,4800)	0,9165		12
(5)	0,8714	0,0354 (0,7505)			0,2668 (3,7196)	0,9206	2,487	11
(6)	0,9462		0,0012 (0,0308)		0,3146 (5,0180)	0,9165	2,086	11
(7)	0,8773			0,0404 (1,9235)	0,2385 (5,0207)	0,9375	2,430	11
(8)	0,6101		0,0877 (2,1579)	0,0849 (3,1473)		0,8555	2,225	11
(9)	0,8897		— 0,0064 (— 0,1691)	0,0409 (1,8441)	0,2463 (3,6321)	0,9377	2,337	10

Os valôres dentro dos parênteses são os respectivos "t ratios".

O resultado obtido foi:[12]

$$(\log \hat{A}_t)^e = 0{,}8030 + \underset{(13{,}201)}{0{,}0163}\ t \log e$$

com $R^2 = 0{,}935$ $d = 2{,}373$ $GL = 12$

III — CONCLUSÕES

Os resultados obtidos com a estimação dos modelos de Solow, Wolfson e Tinbergen mostram que, aceita a hipótese de retornos constantes de escala, a presença de progresso tecnológico na economia brasileira no período 1947-1960 foi significativa.

Cada qual mostrou um aspecto diferente do fenômeno estudado. Assim o modêlo de Wolfson mostrou a possível inter-relação existente entre A_t e variáveis consideradas estratégicas para o desenvolvimento. O modêlo de Solow tornou possível o cálculo da contribuição anual das mudanças tecnológicas para o crescimento do produto. O modêlo de Tinbergen permitiu o cálculo da taxa média de progresso tecnológico.

Aceitando-se os cálculos obtidos através do modêlo de Solow, torna-se in-

12. O parâmetro λ foi estimado pelo IPEA como sendo da ordem de 0,0114, valor que se aproxima do apresentado no texto; para maiores detalhes veja-se Ministério do Planejamento e Coordenação Econômica, *Plano Decenal de Desenvolvimento Econômico e Social,* Tomo I, Vol. 1, Versão Preliminar, pág. 55.

teressante observar que tais resultados revelam uma divisão bastante "equilibrada" entre as duas causas postuladas como responsáveis pelo aumento da renda, 46% pertencendo a mudanças tecnológicas (ou aumento conjunto da produtividade dos fatôres K e N) e 54% a variações nas quantidades dos fatôres de produção empregados. Do ponto de vista agregado tal afirmação não desperta maiores discussões. Todavia, ao atentar-se para o fato de que os setores Industrial, Agrícola e Serviços diferem bastante entre si, o balanceamento observado entre os dois componentes responsáveis pelo aumento de RIL merece alguma qualificação. É provável que o setor Indústria tenha se beneficiado mais das mudanças tecnológicas do que os setores Serviços e Agricultura. É de se notar que, dada a importância da Agricultura na economia brasileira, êste setor assume ainda papel de destaque no processo de crescimento da renda. O mesmo fato não ocorre nos EUA, onde o setor Agrícola é menos importante sob êste aspecto. Isto pode ser uma das razões pelas quais os resultados para o Brasil e EUA diferem entre si.

De qualquer maneira, os resultados obtidos servem para uma primeira quantificação do fenômeno tecnológico de um ponto de vista global e, espera-se, sejam de alguma utilidade para o entendimento do caminho percorrido pela Economia Brasileira no período após-guerra.

APÊNDICE 1 — *Dados estatísticos utilizados*

Anos	Renda Interna Líquida Custo de **fatôres** (NCr$ 10^6) (1)	Renda Nacional Bruta preço de merc. (NCr$ 10^6) (2)	Form. B. de Capital Fixo Total (NCr$ 10^6) (3)	Estoque de Capital Líquido (NCr$ 10^6) (4)	Pessoas ativas c/ 10 anos e mais (10^6) (5)	Remuneração do fator Trabalho (NCr$ 10^6) (6)	Form. B. de K Fixo Privado (NCr$ 10^6) (7)	Conclusões de Cursos (Gin. + Col.) (8)	Estoque de Capital Bruto (NCr$ 10^6) (9)
1947	264,6	284,4	34,3	584,6	15,9	103,9	28,8	60,533	601,9
1948	288,0	312,3	34,5	604,0	16,5	118,2	26,4	63,639	636,4
1949	302,5	334,0	39,5	625,6	16,9	134,8	27,8	67,220	675,9
1950	318,6	370,5	47,4	654,2	17,1	157,2	30,8	72,700	723,3
1951	328,9	390,4	63,6	698,1	17,3	181,0	48,2	78,221	786,9
1952	348,6	410,9	67,6	744,9	18,2	214,0	49,5	83,081	854,5
1953	361,8	427,1	55,8	779,2	18,4	258,0	40,7	91,675	910,3
1954	380,2	469,6	69,1	825,1	19,2	322,3	53,5	99,885	979,4
1955	414,1	497,2	61,7	862,1	19,9	421,3	47,8	108,151	1041,1
1956	418,8	505,4	66,5	903,4	20,0	549,4	51,3	116,580	1107,6
1957	446,7	541,2	74,6	951,1	20,9	654,3	48,9	126,724	1182,2
1958	465,2	577,0	79,1	1001,5	21,4	777,1	49,1	137,907	1261,3
1959	492,6	616,1	87,1	1058,4	22,1	1019,0	61,7	148,852	1349,0
1960	524,0	653,9	94,5	1120,0	22,6	1391,9	77,4	163,928	1443,5

FONTE: (1), (2), (3), (4), (6), (7) e (9): Fundação Getúlio Vargas, Centro das Contas Nacionais — Cruzeiros de 1953, exceto a col. (6), a cruzeiros correntes.

(5): Censo Demográfico, Resultados Preliminares, 1960, IBGE

(8): Plano Dec. Des. Ec. Social, Educação, II.

APÊNDICE 2

Estimativas de funções Cobb-Douglas e funções do tipo Leontief

As estimativas da função de produção e do progresso tecnológico que constam dêste trabalho, baseiam-se em funções do tipo Cobb-Douglas. Isto deve-se (i) às múltiplas propriedades econômicas dêste tipo de função, (ii) a sua conveniência para fins de estimação econométrica e (iii) à análise comparativa que ela permite com estimativas semelhantes para outros países. Porém, o emprêgo desta função pode acarretar graves erros se a sua forma especificativa não corresponder à realidade.

Entre as tantas alternativas possíveis à função Cobb-Douglas, foram testadas duas hipóteses particularmente simples, dadas pelos modelos (ia) — (ib) e (iia) — (iib), onde

(ia) $Y = AK^a$ (iia) $Y = A + aK$

(ib) $N = CK^c$ (iib) $N = C + cK$

Nestes modelos postula-se um tipo de economia do tipo Domar, onde o capital é o único fator que determina o nível de renda. A mão-de-obra empregada é uma função do estoque de capital, e portanto não concorre à formação do produto nacional, independentemente do capital a que está associada. No primeiro modêlo postulam-se elasticidades constantes entre capital e produto e entre capital e trabalho; no segundo modêlo estas relações são lineares e portanto do tipo Leontief.

Os resultados para êstes modelos acham-se nos Quadros B e C dêste Apêndice. É interessante notar que a estimativa da equação (ia) relativa aos valôres líquidos de Y e de K atinge um coeficiente de determinação poucos milésimos abaixo do registrado no Quadro A para a equação do tipo Cobb-Douglas, incluindo ambos os fatôres de produção; para os valôres brutos de Y e K, os R^2 são idênticos até a quarta casa decimal. As estimativas da relação (ib) também deram altos coeficientes de determinação.

Os resultados das regressões (iia) e (iib) foram em cada caso ligeiramente superiores aos resultados correspondentes para as equações (ia) e (ib). Portanto, as relações do tipo Leontief foram mais aderentes aos dados do que as relações baseadas na constância de elasticidade.

Apesar dos ótimos resultados obtidos, êstes dois modelos apresentam o defeito de não incorporar nenhuma variável do tipo "progresso tecnológico" Mesmo desprezando-se êste fator, as estimativas do modêlo (iia) — (iib) não nos permitem aceitar a hipótese de coeficientes fixos de produção à la Leontief e rejeitar a hipótese de substituição possível entre fatôres. Como é sabido, em uma economia competitiva o caminho de expansão para funções de produção do tipo Cobb-Douglas, pode ser uma linha reta, dando portanto, uma impressão errada de coeficientes do tipo Leontief.

Sòmente uma análise mais aprofundada e a nível setorial poderá revelar qual foi, efetivamente, o grau de substituição entre fatôres de produção na economia brasileira durante o período em estudo.

APÊNDICE 2 (continuação)

QUADRO A = Estimativas diretas da Função de Produção Cobb-Douglas

Variável Dependente	log constante	Variáveis Independentes						R^2	d
		log K_L	log K_B	log N	log (K_L/N)	log (K_B/N)	t		
log RIL	2,90628	— 0,5304 (— 1,9295)		0,8039 (2,5692)			0,0240 (3,9526)	0,9979	2,084
log RIL	0,04688	0,3557 (— 1,4654)		1,1704 (2,5662)				0,9946	1,634
log RNB	2,05766		0,2961 (0,4948)	— 0,3572 (— 0,5144)			0,0219 (1,1112)	0,9924	1,636
log RNB	$\overline{1}$,99078		0,9012 (3,5896)	— 0,0163 (— 0,0259)				0,9914	1,476
log (RIL/N)	0,03941			0,5159 (2,3991)	0,3683 (1,5190)			0,9750	1,640
log (RIL/N)	0,50879				— 0,1852 (— 0,6372)		0,0119 (3,9005)	0,9840	1,681
log (RIL/N)	1,63083			— 0,6061 (— 1,4954)	— 0,4449 (— 1,3657)		0,0217 (3,0238)	0,9869	2,034
log (RNB/N)	$\overline{1}$,99563			— 0,1493 (— 0,3926)		0,9242 (3,6813)		0,9738	1,505
log (RNB/N)	$\overline{1}$,97432					0,8239 (1,8044)	0,0000 (0,0066)	0,9734	1,369
log (RNB/N)	0,61161			— 0,8816 (— 0,9503)		0,4457 (0,7340)	0,0172 (0,8675)	0,9756	1,633
log (RIL/N)	$\overline{1}$,7696				0,9397 (17,4342)			0,9620	1,9693
log (RNB/N)	$\overline{1}$,9696					0,8270 (20,9837)		0,9734	1,3711

OBS.: Nos quadros A, B e C, os valôres entre parênteses são "t ratios"

APÊNDICE 2 (continuação)

Quadro B = Estimativas das relações $Y = AK^a$, $Y = BN^b$, $N = CK^c$, $K = G_1e^{g_1t}$, $N = G_2e^{g_2t}$

Variável Dependente	Variáveis Independentes: log constante	log K_L	log K_B	log N	t	R^2	d
log RIL	$\bar{1}$,74036	0,9763 (37,3036)				0,9914	1,958
log RIL	0,22917			1,8362 (43,1896)		0,9936	1,550
log RNB	$\bar{1}$,98900		0,8947 (37,3617)			0,9914	1,468
log RNB	$\bar{1}$,79657			2,2321 (25,2272)		0,9814	0,993
log N	1,0982		0,3968 (34,5979)			0,9900	1,540
log K_L	2,73544				0,0222 (63,8489)	0,9970	1,312
log N	$\bar{1}$,7382	0,5301 (38,741)				0,9920	1,965
log K_B	2,74718				0,0296 (83,6542)	0,9982	0,704
log N	1,18836				0,0117 (38,5843)	0,9920	2,017

APÊNDICE 2 (continuação)

Quadro C: Estimativas das relações $Y = A + aK$, $Y = B + bN$, $N = C + cK$, $K = D + dN$

Variável Dependente	Variáveis Independentes					
	constante	K_L	K_B	N	R^2	d
RIL	9,4623	0,4575 (44,4540)			0,9939	2,1229
RIL	— 315,3832			36,6740 (49,4095)	0,9951	1,7141
RNB	51,0891		0,4186 (43,4727)		0,9936	1,4910
RNB	— 540,5540			52,3940 (36,5682)	0,9911	1,3497
N	8,8876	0,0124 (41,1671)			0,9929	2,2520
N	11,3274		0,0079 (42,8037)		0,9934	2,3503
K_L	— 703,6578			79,8176 (41,1671)	0,9929	2,2169
K_B	— 1408,3845			124,8900 (42,8037)	0,9934	2,3188