

# O CRESCIMENTO DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MANUFATURADOS, 1954 - 1974\*

*Maurício Barata de Paula Pinto\*\**

## 1. INTRODUÇÃO

As exportações brasileiras de manufaturados têm crescido a elevadas taxas nos últimos 25 anos. A política de incentivos fiscais e creditícios a exportações, introduzida após 1964, deve ser levada em conta ao analisar-se tal crescimento. No entanto, os dados da Tabela I mostram que, mesmo antes da introdução da política de incentivos, as exportações já cresciam rapidamente, notando-se mesmo que a taxa média de crescimento anual observada entre 1954 e 1964 foi superior à taxa observada entre 1964 e 1974. Esta comparação sugere a necessidade de se considerar outras políticas e variáveis se se pretender estudar o comportamento das exportações de manufaturados sob uma perspectiva de longo prazo. Tal é o propósito do presente artigo. Apresentamos aqui uma análise do comportamento das exportações em função do crescimento da indústria brasileira, da expansão do comércio mundial de produtos manufaturados, e de mudanças na taxa de utilização de capacidade no setor industrial. E além de considerar as influências que a política cambial e a política de incentivos provocam sobre a remuneração dos ex-

---

(\*) A versão original deste trabalho é o capítulo seis da tese de Ph.D. do autor, apresentada à Johns Hopkins University em 1979. Agradeço comentários e sugestões recebidos de Bela Balassa e Louis Maccini.

(\*\*) Da Universidade de São Paulo.

portadores, consideramos também o impacto da política salarial sobre os custos das exportações. Esta lista de variáveis inclui fatores que operam do lado da oferta e da procura de exportações. Para tornar claro o relacionamento das diversas variáveis, devemos começar pela especificação de um modelo contendo equações de oferta e demanda<sup>(1)</sup>. Na próxima seção descrevemos um modelo no qual o preço das exportações se ajusta instantaneamente para equilibrar o mercado.

Os dados necessários para a estimação do modelo são discutidos na seção 3. Estimativas e testes do modelo de ajustamento instantâneo são apresentados em seguida. A seção 5 contém a especificação, estimação e testes de um modelo de desequilíbrio, permitindo o ajustamento defasado de preços e quantidades. Um sumário dos resultados encerra o trabalho.

**TABELA I**  
**CRESCIMENTO DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS**  
**DE MANUFATURADOS\***

PERÍODO	TAXA DE CRESCIMENTO (%)
1955-65	17,19
1965-74	18,04
1954-64	27,55
1964-74	21,41

\* As taxas desta tabela foram calculadas a partir dos índices de quantidade apresentados na seção 3. Como os índices de quantidade apresentam amplas flutuações nos anos iniciais da série, é útil comparar taxas de crescimento baseadas em períodos iniciais diferentes, como se faz nesta tabela.

## 2. ESPECIFICAÇÃO DO MODELO DE EQUILÍBRIO

O modelo apresentado nesta seção representa o comportamento das exportações a longo prazo. Na ausência de informações precisas sobre a remuneração do capital, torna-se conveniente tratá-lo como um fator fixo.

---

<sup>(1)</sup> Um modelo que inclui algumas das variáveis consideradas no presente trabalho foi apresentado por Carvalho e Haddad (1978). Contudo, estes autores não tratam da especificação das equações estruturais do modelo. Na ausência de uma especificação formal do modelo torna-se difícil interpretar os parâmetros estimados por estas equações.

Sob esta condição, a função de oferta é interpretada como representando condições de curto prazo. O aumento do estoque de capital irá resultar em um aumento de capacidade, o qual por sua vez deslocará a função de oferta de curto prazo para a direita (supondo que as outras variáveis permaneçam inalteradas)<sup>(2)</sup>. Na ausência de dados suficientemente precisos sobre o estoque de capital, será incluída na função de oferta uma variável representando a capacidade potencial da indústria de transformação, a fim de refletir o efeito da acumulação de capital.

A taxa de utilização de capacidade no setor industrial, será também incluída na equação de oferta de exportações. Espera-se, *a priori*, que menores níveis de demanda interna levem a menores taxas de utilização de capacidade, o que por sua vez conduz a uma maior oferta de exportações.

Usando uma especificação log-linear e a notação definida a seguir, a função de oferta a curto prazo é representada por:

$$(1) \quad \log X = \alpha_0 + \alpha_1 \log P + \alpha_2 \log R + \alpha_3 \log (1 + S) + \\ + \alpha_4 \log A - \alpha_5 \log W + \alpha_6 \log Q - \alpha_7 \log U + \mu_1$$

onde

X = quantidade de manufaturados oferecidos para exportação;

P = preço FOB das exportações, em moeda estrangeira;

R = taxa real de câmbio;

S = taxa de incentivos por cruzeiro de exportações;

A = índice de produtividade na indústria de transformação;

W = taxa de custos de mão-de-obra (salários mais encargos trabalhistas)

Q = índice do produto potencial da indústria de transformação;

---

(2) Quando o capital é tomado como um fator variável, a remuneração do mesmo aparece na função de oferta. Quando o estoque de capital é tomado como sendo fixo, como de fato o é no curto prazo, seu valor afeta as condições da oferta, mas sua quase-renda é determinada como um resíduo e não aparece como uma variável independente na função de oferta.

$U$  = taxa de utilização de capacidade na indústria de transformação;

$\mu_1$  = variável aleatória

A remuneração real de uma unidade de produto exportado foi subdividida em três componentes, as quais são  $P$ ,  $R$  e  $S$ . Supondo que a elasticidade das exportações em relação ao preço em moeda estrangeira seja igual às elasticidades em relação às taxas de câmbio e taxas de incentivos, a remuneração das exportações pode ser representada por  $P.R. (1+S)$ . Porém, esta hipótese deve ser testada empiricamente. A especificação da equação (1) é adequada para o teste que será apresentado mais adiante.

Um índice de preços de matérias-primas está incluído entre as variáveis explanatórias<sup>(3)</sup>. A taxa de câmbio foi deflacionada por este índice, e assim foi obtido um índice para a taxa real de câmbio. A taxa real de câmbio assim definida pode ser interpretada como sendo um índice de remuneração das exportações relativamente ao custo dos insumos intermediários, que entram em sua produção. Este procedimento é útil também por remover o acentuado viés para cima apresentado pela taxa de câmbio e causado pelas altas taxas de inflação interna.

A demanda pelas exportações brasileiras de manufaturados é representada por

$$(2) \quad \log X = \beta_0 - \beta_1 \log P + \beta_2 \log Y + \mu_2$$

Esta especificação pressupõe que a quantidade demandada de manufaturados brasileiros seja inversamente relacionada com seu preço FOB, mantidas constantes às demais variáveis. A premissa de uma elasticidade-preço infinita da demanda pode servir como aproximação adequada quando se trata de períodos curtos. Tratando-se de um período de tempo no qual no Brasil expandiu apreciavelmente sua participação no mercado mundial, é preferível admitir que a elasticidade-preço da demanda seja finita<sup>(4)</sup>.

A equação (2) inclui também uma variável  $Y$  que representa os deslocamentos de demanda causados pelo crescimento da renda dos países impor-

---

(3) Um índice de preço por atacado de matérias-primas é preparado pela Fundação Getúlio Vargas. As séries aparecendo na Tabela III foram tomadas de Conjuntura Econômica, volume 30, nº 3 (Março de 1976).

(4) Mesmo se a demanda de exportações é tomada como sendo infinitamente elástica, custos de transporte podem levar os exportadores brasileiros a ter de enfrentar preços FOB menores, se eles quiserem atingir mercados mais distantes.

tadores e pela expansão do comércio mundial de manufaturados. Questões referentes à representação quantitativa desta variável serão discutidas abaixo, na seção III.

Supondo que o ajustamento entre a oferta e a demanda ocorra dentro do período de observação, o sistema compreendido pelas equações (1) e (2) pode ser resolvido para  $\log X$  e  $\log P$ . Invertendo a equação (2), vem

$$(3) \quad \log P = - \frac{1}{\beta_1} \log X + \frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{\beta_2}{\beta_1} \log Y + \frac{\mu_2}{\beta_1}$$

Substituindo esta expressão na equação (1) obtemos a equação da forma reduzida para a quantidade de exportações:

$$(4) \quad \log X = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log R + a_3 \log (1 + S) + a_4 \log A - a_5 \log W + a_6 \log Q - a_7 \log U + v_1$$

onde

$$a_0 = \frac{\alpha_0 + \frac{\alpha_1 \beta_0}{\beta_1}}{1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1}} \quad a_1 = \frac{\frac{\alpha_1 \beta_2}{\beta_2}}{1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1}} \quad a_2 = \frac{\alpha_2}{1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1}}$$

$$a_3 = \frac{\alpha_3}{1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1}} \quad a_4 = \frac{\alpha_4}{1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1}} \quad a_5 = \frac{\alpha_5}{1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1}}$$

$$a_6 = \frac{\alpha_6}{1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1}} \quad a_7 = \frac{\alpha_7}{1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1}} \quad v_1 = \frac{\frac{\alpha_1 \mu_2}{\beta_1} + \mu_1}{1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1}}$$

Substituindo a equação (4) na equação (3) obtemos a equação da forma reduzida para o preço:

$$(5) \quad \log P = b_0 + b_1 \log Y - b_2 \log R - b_3 \log (1 + S) - \\ b_4 \log A + b_5 \log W - b_6 \log Q + b_7 \log U + v_2$$

onde

$$b_0 = \frac{\beta_0 - a_0}{\beta_1} \quad b_1 = \frac{\beta_2 - a_1}{\beta_1} \quad b_2 = \frac{a_2}{\beta_1} \quad b_3 = \frac{a_3}{\beta_1}$$

$$b_4 = \frac{a_4}{\beta_1} \quad b_5 = \frac{a_5}{\beta_1} \quad b_6 = \frac{a_6}{\beta_1} \quad b_7 = \frac{a_7}{\beta_1}$$

$$v_2 = \frac{\mu_2 - v_1}{\beta_1}$$

### 3. OS DADOS UTILIZADOS NESTE TRABALHO

Uma breve descrição da política salarial e de outras políticas que afetam o custo da mão-de-obra é apresentada no Apêndice, onde são descritas também as séries de tempo referentes ao custo da mão-de-obra. As outras séries de tempo usadas neste trabalho são descritas a seguir.

#### 3.1. Valor e Quantidade das Exportações Brasileiras, de 1954 a 1974

Consideramos formas alternativas de medir a quantidade de exportações. As diversas medidas alternativas originaram-se de dados primários sobre quantidade e valor das exportações nos anos de 1954 a 1974, os quais são fornecidos dentro do quadro da Standard International Trade Classification (STIC)<sup>(5)</sup>. Como as outras séries refletindo o comportamento da indústria brasileira de transformação são apresentadas dentro da classificação da FIBGE, tornou-se necessário estabelecer a correspondência entre as duas

---

(5) Dados sobre valor e quantidade de exportações são publicados na série "Foreign Trade of Brazil According to the Standard International Trade Classification", publicada pelo Ministério da Fazenda. A referência completa é fornecida na Bibliografia.

classificações. Isto feito, tornou-se possível obter o valor FOB em dólares das exportações de todos os setores da indústria de transformação, segundo a classificação da FIBGE. Os resultados encontram-se na Tabela II.

TABELA II

**ÍNDICES DE QUANTUM E DE VALOR DAS EXPORTAÇÕES  
BRASILEIRAS DE MANUFATURADOS, 1954-1974**

ANO	VALOR FOB (US\$ mi- lhões)*	QUANTUM DE EX- PORTAÇÕES BRA- SILEIRAS DE MA- NUFATURADOS*  1972=100	VALOR UNITÁRIO DE EXPORTAÇÕES MUNDIAIS DE MANUFATURADOS (N.U.)**  1963 = 100	VALOR FOB DE- FLACIONADO PELO ÍNDICE DE VALOR UNI- TÁRIO DAS N.U.
1954	26.052	1.57	90	28.947
1955	75.927	5.73	91	83.436
1956	29.211	1.63	94	31.075
1957	66.840	5.03	97	68.907
1958	88.110	10.51	97	90.835
1959	104.149	14.82	96	108.488
1960	106.269	14.33	98	108.438
1961	135.991	17.36	99	137.365
1962	98.941	11.83	99	99.940
1963	139.345	13.09	100	139.345
1964	132.613	17.90	101	131.300
1965	233.028	28.00	103	226.241
1966	260.781	28.00	106	246.020
1967	291.346	31.59	107	272.286
1968	357.962	33.26	107	334.544
1969	427.588	45.83	110	388.716
1970	830.117	49.58	117	709.502
1971	807.262	57.96	124	651.018
1972	1641.989	100.00	134	1225.365
1973	2353.039	111.10	156	1508.358
1974	3678.704	124.53	186	1977.798

\* Ver texto para indicação de fontes de dados e critério de agregação.

\*\* De U.N. Monthly Bulletin of Statistics, Setembro de 1962, 1968 e 1975.

Um índice de quantidade de exportações de manufaturados, preparado pela Fundação Getúlio Vargas, cobre o período que se inicia em 1950<sup>(6)</sup>. Como as outras séries de tempo na nossa amostra começam em 1954, tornou-se necessário construir um índice de quantidade também partindo de

(6) O método utilizado pela FGV para o cálculo do índice de quantum é descrito em Conjuntura Econômica, volume 23, nº 11 (Novembro de 1969).

1954, o que foi feito em 2 etapas. Os dados sobre quantidade e valor FOB das exportações já estavam agrupados de acordo com a classificação da FIBGE.

Usando o ano de 1972 como base, foram calculados os índices de quantidade de Paasche e Laspeyres para cada um dos setores da classificação da FIBGE. Tomando a média geométrica dos índices de Paasche e Laspeyres, foram obtidos os índices ideais de Fischer<sup>(7)</sup>. Finalmente, usando os pesos dados pela participação de cada setor no total das exportações de manufaturados em 1972, foi calculada uma média dos índices de Fischer. O índice de quantidade assim obtido aparece na Tabela II<sup>(8)</sup>.

Uma medida alternativa das exportações foi obtida dividindo o valor das exportações brasileiras de manufaturados pelo índice de valor unitário de exportações de manufaturados preparado pelas Nações Unidas<sup>(9)</sup>. Os resultados também aparecem na Tabela II.

O índice de quantidade construído neste trabalho é conceitualmente a representação mais adequada da quantidade de exportações. Porém, é conveniente apresentar os resultados obtidos utilizando medidas alternativas para facilitar eventuais comparações com trabalhos anteriores.

### 3.2. A Remuneração das Exportações

A remuneração das exportações, medida em cruzeiros, depende de seus preços expressos em dólares, da taxa de câmbio (expressa em cruzeiro por dólar) e da taxa de incentivos por cruzeiro de exportação. Passamos agora a descrever os dados referentes às duas últimas variáveis.

---

(7) Sabe-se que sob certas condições relacionadas com o sinal da correlação entre preços e quantidades, o índice de Paasche pode superestimar (subestimar) variações na quantidade, enquanto que o índice de Laspeyres pode subestimar (superestimar) estas variações. O uso dos números-índices de Fischer evita esta dificuldade.

(8) O índice assim calculado foi comparado àquele preparado pela FGV para os anos em que a ambos se sobrepõe o coeficiente de correlação entre as duas séries e 0,99.

(9) Este índice de valor unitário resulta da divisão do valor das exportações de manufaturados, provenientes de economias de mercado desenvolvidas, por um índice de quantum relativo às mesmas exportações. O índice cobre 83% de todas as exportações mundiais de manufaturados e é publicado nos números de setembro do Monthly Bulletin of Statistics.



Na seção que trata do modelo de equilíbrio, foi sugerido que se deflacionasse a taxa de câmbio corrente por um índice de preços dos insumos intermediários. O uso deste índice de preços como deflator foi baseado em considerações acerca do custo dos insumos intermediários utilizados na produção dos manufaturados. Um índice de preços dos insumos intermediários por atacado é dado pela Fundação Getúlio Vargas, e está reproduzido na Tabela III<sup>(10)</sup>. Usando este índice, obtivemos a taxa de câmbio real que apare-

TABELA III

ÍNDICE DA TAXA DE CÂMBIO EFETIVA REAL PARA EXPORTAÇÕES  
BRASILEIRAS DE MANUFATURADOS, 1953-1975

ANO	ÍNDICE DE PREÇOS DE INSUMOS INTERMEDIÁRIOS(**) 1965/67=100	TAXA DE CÂMBIO REAL 1953=100	TAXA DE INCENTIVOS/ CRUZEIRO DAS EXPORTAÇÕES(**)	ÍNDICE DA TAXA DE CÂMBIO EFETIVA REAL 1963=100
1953	1.87	100	0	100
1954	2.42	105	0	105
1955	2.71	158	0	158
1956	3.16	170	0	170
1957	3.46	174	0	174
1958	3.81	223	0	223
1959	5.16	273	0	273
1960	6.85	231	0	231
1961	9.43	233	0	233
1962	14.90	233	0	233
1963	25.40	218	0	218
1964	49.20	220	0.1224	247
1965	73.00	215	0.2471	268
1966	102.00	184	0.3064	240
1967	125.00	195	0.3064	255
1968	152.00	204	0.3064	266
1969	179.00	208	0.3428	279
1970	215.00	198	0.4223	282
1971	249.00	197	0.4272	281
1972	285.00	194	0.4272	277
1973	328.00	174	0.4272	248
1974	445.00	142	0.4272	203

(\*) "Conjuntura Econômica", vol. 30, nº 3, (março de 1976).

(\*\*) Fontes e procedimentos para o cálculo desta taxa são indicadas no texto. As taxas de incentivos aqui apresentadas não incluem o "drawback" do imposto de importação posto que as estimativas de câmbio nominal já incluem este incentivo

<sup>(10)</sup> A fonte é a mesma da nota 3.

ce na mesma tabela. Alternativamente, poderíamos deflacionar a taxa de câmbio por um índice de preços de manufaturados colocados no mercado doméstico. A taxa de câmbio real assim obtida reflete a remuneração das exportações quando comparada à remuneração das vendas ao mercado doméstico.

Uma comparação das duas medidas para a taxa real de câmbio revela o resultado de mudanças nos preços relativos dos produtos manufaturados e matérias-primas. Contudo, o comportamento dos dois conceitos alternativos da taxa real de câmbio é análogo, no sentido que ambas manifestam tendência de crescimento a partir de 1953 até meados da década de 1960. Daí em diante, ambas as taxas apresentam tendência declinante.<sup>(11)</sup>

Esta tendência, acompanhada da concessão de incentivos às exportações, leva a crer que as autoridades preferiam não contar com os ajustamentos cambiais como meio de estimular as atividades de exportação. Para completar este raciocínio, torna-se necessário examinar como os incentivos às exportações se comportavam ao longo do tempo.

Séries de tempo sobre taxas de incentivo por cruzeiro de produto exportado podem ser construídas a partir de estimativas para 1971, apresentadas por Savasini e outros (1974). Aqueles autores fornecem estimativas das taxas referentes a cada componente do sistema de incentivos. Os resultados mostrados na Tabela III foram obtidos pela soma das taxas relativas aos vários componentes do sistema de incentivos do correspondente ano<sup>(12)</sup>. Aplicando as taxas de incentivo às taxas reais de câmbio, obtemos um índice que pode ser definido como a taxa real efetiva das exportações de manufaturados, também apresentada na Tabela III. A evolução da série sugere que os incentivos às exportações foram usados como uma forma de compensar a queda da remuneração das exportações, queda esta causada pelo declínio da taxa real de câmbio. Esta é uma das razões que nos leva a crer que as verdadeiras causas do crescimento das exportações devem ser buscadas não na política de promoção praticada após 1964, mas sim em um conjunto de fatores operando a longo prazo.

---

(11) A taxa nominal de câmbio para exportações de manufaturados também apresentada em Pinto (1979), p. 42.

(12) Para os anos em que foi introduzido cada incentivo, atribuímos um canal ao número de meses passados desde a adoção do incentivo.

### 3.3. O Crescimento da Renda em Países Importadores e a Expansão do Comércio Mundial de Manufaturados

Decompondo o valor das exportações brasileiras de manufaturados de acordo com o país de destino, nota-se que somente 21 países eram responsáveis, cada um, por mais de 5 milhões de dólares de nossas exportações de manufaturados. Uma lista contendo o nome desses países e o valor de suas importações é fornecida na Tabela IV. Mudanças na renda de um determinado país podem ter um maior impacto sobre a demanda agregada de exportações brasileiras, dependendo da parcela de participação do país no total de nossas exportações. Estas parcelas foram, portanto, utilizadas como pesos no cálculo de um índice agregado da renda real<sup>(13)</sup> dos países importado<sup>(14)</sup>. Este índice é apresentado na Tabela V.

À parte o crescimento da renda, como outro fator a afetar a demanda de exportações está a expansão do comércio mundial, observada a partir de 1954. O índice de quantum das Nações Unidas para exportações mundiais de manufaturados é também apresentado na tabela V<sup>(15)</sup>. Uma comparação entre este índice e o índice de renda real em países importadores mostra que as exportações mundiais de manufaturados aumentaram 5,4 vezes entre 1954 e 1974, enquanto a renda aumentou somente 2,3 vezes no mesmo período.

A expansão do comércio mundial de manufaturados pode ter causado deslocamentos da curva da demanda por exportações brasileiras. Neste caso, estimativas da elasticidade-renda baseadas em rendas reais estarão viesadas para cima, pois os coeficientes assim estimados poderão refletir mudanças provocadas pela expansão do comércio mundial.

Nestas circunstâncias, torna-se conveniente usar o índice de quantum de exportações mundiais de manufaturados como variável responsável pelos deslocamentos da curva de demanda. Essa variável engloba o efeito de crescimento de renda em países importadores, bem como o efeito de outros fatores que possam ter contribuído para a expansão do comércio mundial.

---

(13) Índices do Produto Interno Bruto medidos a preços constantes são obtidos do Yearbook of National Accounts Statistics.

(14) Este procedimento de agregação tem sido utilizado na literatura. Veja Khan (1974), Goldstein e Khan (1978) e Houthakker e Magee (1969).

(15) A fonte e cobertura do índice de quantum das Nações Unidas para exportações mundiais de manufaturados são citados na nota 9.

### 3.4. Produto Potencial e Utilização de Capacidade

Diversos estudos publicados recentemente enfatizaram o papel do excesso de capacidade na explicação da inflação e do crescimento brasilei-

**TABELA IV**  
**DESTINO DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE**  
**MANUFATURADOS-1972**

PAÍS IMPORTADOR	VALOR FOB DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MANUFATU- RADOS (US\$ 1.000)
1. Estados Unidos	336.918
2. Alemanha Ocidental	127.258
3. Holanda	111.464
4. Argentina	55.047
5. França	42.246
6. Itália	37.950
7. Reino Unido	36.613
8. Japão	29.777
9. Portugal	29.333
10. Chile	28.275
11. México	27.989
12. Paraguai	27.344
13. Peru	23.840
14. Canadá	21.223
15. Bélgica-Luxemburgo	19.259
16. Uruguai	12.335
17. Espanha	11.174
18. Noruega	11.086
19. Dinamarca	7.358
20. Suécia	6.167
21. Suíça	5.583
<b>TOTAL PARA OS 21 MAIORES PAÍSES IMPORTADORES</b>	<b>1.008.239</b>
<b>TOTAL PARA TODOS OS PAÍSES IMPORTADORES</b>	<b>1.641.987</b>

Fonte dos Dados primários: Foreign Trade of Brazil According to SITC, CIEF 1972.

TABELA V

**ÍNDICE DE RENDA REAL NOS PAÍSES IMPORTADORES DE  
MANUFATURADOS BRASILEIROS E ÍNDICE DE QUANTUM  
DAS NAÇÕES UNIDAS PARA EXPORTAÇÕES  
MUNDIAIS DE MANUFATURADOS**

ANO	RENDA REAL DE PAÍSES IMPORTADORES*	ÍNDICE DE QUANTUM DE EXPORTA- ÇÕES MUNDIAIS DE MANUFATU- RADOS**
	1973=100	1963=100
1954	50	56
1955	54	60
1956	55	66
1957	57	71
1958	57	69
1959	60	75
1960	63	84
1961	65	87
1962	68	93
1963	71	100
1964	75	113
1965	80	124
1966	84	135
1967	87	143
1968	92	165
1969	97	187
1970	100	203
1971	104	216
1972	109	235
1973	112	269
1974	115	303

\* Fonte e método de cálculo são descritos no texto.

\*\* De U.N. Monthly Bulletin of Statistics, Setembro de 1962, 1968 e 1975.

ro<sup>(16)</sup>. Aqueles estudos contêm estimativas do produto potencial e de taxas de utilização de capacidade. As estimativas disponíveis serão discutidas a seguir. Um novo conjunto de estimativas será apresentado.

Três métodos diferentes foram utilizados para se estimar o produto potencial e a taxa de utilização de capacidade no Brasil. O primeiro pode ser chamado de "método de tendência". Seu ponto de partida é a determinação dos anos em que ocorreram picos de produção. O produto observado é tomado como estimativa do potencial produtivo em anos de pico. Uma curva exponencial é ajustada de forma a passar pelos picos. Valores obtidos desta curva são tomados como estimativas do produto potencial para outros anos. Estimativas do PNB potencial foram obtidas desta maneira por Lemgruber (1974) e Bacha (1976)<sup>(17)</sup>.

O método da tendência pode ser aplicado à indústria de transformação, e isto é feito no presente trabalho. Resultados são apresentados na Tabela VI. Taxas de utilização de capacidade são estimadas comparando-se o produto potencial e o produto observado.

Os anos de 1961 e 1974 são tomados como anos de pico de atividade econômica da indústria de transformação. Os resultados obtidos diferem daqueles de Bonelli e Malan (1976) porque esses autores aplicaram a taxa de crescimento observada na indústria de transformação entre 1954 e 1975 à produção obtida em 1961, para obterem-se estimativas do potencial produtivo correspondente a outros anos. Como a produção industrial em 1954 não chegou a valores de pico, pode-se afirmar que as estimativas de Bonelli e Malan, correspondentes aos primeiros anos da série, estão viesadas para baixo. Pelo mesmo motivo, estimativas para anos posteriores estão viesadas para cima.

O segundo método baseia-se na relação capital/produto, e foi aplicado à indústria brasileira de transformação por Suzigan e outros (1974), e também por Bonelli e Malan (1976) e por Neves (1978). O método parte das relações capital/produto, observadas no período 1955-1975. Neste período, o quociente atinge um mínimo de 1,591 em 1973. Admitiu-se que a este valor correspondeu uma utilização plena do estoque de capital investido na indústria de transformação. Estimativas do potencial produtivo foram

---

(16) Veja Lemgruber (1974) e Bacha (1976) e também Suzigan et alii (1974), Bonelli e Malan (1976), e Neves (1978).

(17) Bacha tomou os anos de 1950, 1961 e 1974 como anos de pico de PIB. É interessante notar que uma curva exponencial ajustada de forma a passar pelos picos de 1950 e 1961 passa também pelo pico de 1974.

TABELA VI

**ÍNDICE DE PRODUTO REAL E PRODUTO POTENCIAL NA  
INDÚSTRIA BRASILEIRA DE TRANSFORMAÇÃO  
1954-1975**

ANO	PRODUTO REAL (1949=100)(*)	PRODUTO POTENCIAL(**)	TAXA DE CAPACIDA- DE(**)
1954	146,8	166,6	88,11
1955	162,4	180,2	90,12
1956	173,6	195,0	89,03
1957	183,5	211,0	86,97
1958	213,2	228,3	93,39
1959	238,5	247,0	96,56
1960	261,4	267,3	97,79
1961	289,2	289,2	100,00
1962	311,8	312,9	99,65
1963	312,4	338,6	92,26
1964	328,5	366,3	89,68
1965	313,0	396,4	78,96
1966	349,6	428,9	81,51
1967	360,0	464,0	77,58
1968	415,8	502,1	82,81
1969	460,5	543,3	84,76
1970	511,8	587,8	87,07
1971	569,1	636,0	89,48
1972	647,5	688,2	94,09
1973	744,6	744,6	100,00
1974	805,7	805,7	100,00
1975	839,5	871,7	96,31

(\*) Conjuntura Econômica, Vol. 30, nº 3, p. 89.

(\*\*) Estimada pelo autor, utilizando o método de tendência. Outros são fornecidos no texto.

obtidas dividindo o estoque de capital de cada ano por 1,591. Como em outros casos, as taxas de utilização de capacidade foram obtidas comparando o produto observado com o produto potencial estimado.

O terceiro método parte das taxas de utilização de capacidade na indústria de transformação, estimadas numa pesquisa realizada pela Fundação Getúlio Vargas. Combinando as estimativas da FGV com o produto

industrial observado, Neves (1978) obteve estimativas do produto potencial para os anos entre 1970 e 1975.

Cada um dos três métodos tem suas vantagens e desvantagens<sup>(18)</sup>. O uso de curvas exponenciais tem de se basear na indesejável hipótese segundo a qual a capacidade cresce a uma taxa constante ao longo do tempo. Esta taxa é considerada como sendo independente da pressão da demanda agregada. A simplicidade do método, contudo, torna-o, de certa forma, atraente.

A hipótese de uma relação capital/produto constante, necessária para se aplicar o segundo método, não será verdadeira quando variações dos preços relativos de fatores gerarem substituições entre eles.

Ademais, a relação capital/produto pode cair com o tempo, como resultado de um melhor desempenho econômico. Um estudo comparativo realizado por Balassa (1978) indica que políticas orientadas para a exportação conduzem a uma melhor alocação dos recursos econômicos<sup>(19)</sup>. Isto reflete-se numa queda da relação capital/produto<sup>(20)</sup>. Nestas condições, o uso da relação capital/produto de 1973 causa um viés para cima nas estimativas do produto potencial para os primeiros anos da série.

Uma falha comum a todos os métodos é a falta de qualquer definição adequada do que seja plena capacidade. O terceiro método tenta superar esta dificuldade permitindo que cada firma use sua própria definição de capacidade. Mas, neste caso, nada garante que o mesmo critério seja usado em todas as respostas. Os questionários da FGV são respondidos pelos encarregados da administração da produção, conforme escreve Neves (1978). Esta é uma faca de dois gumes, pois os gerentes de produção podem definir capacidade como sendo o uso pleno das instalações, em vez de considerar capacidade como uma variável econômica. Contudo, o método apresenta a vantagem de coletar informações a nível de firmas e, portanto, está relativamente isento de problemas de agregação.

Antes de escolher uma entre as várias possíveis medidas de produto potencial, é interessante compará-las do ponto de vista empírico. A Tabela VII apresenta coeficientes de correlação entre estimativas alternativas de

---

(18) A discussão a seguir beneficiou-se do trabalho de Perry (1973).

(19) Veja Balassa (1978a), p. 43-45.

(20) Bonelli e Malan (1976), Tabela VI, informam que o quociente capital/produto brasileiro caiu de 1,966 em 1955 a 1,591 em 1973.



produto potencial na indústria de transformação. Correlações com o produto observado são também apresentadas. Os coeficientes são calculados para o maior número possível de anos em que ocorra superposição dos pares de estimativas. Os altos índices de correlação observados sugerem que todas as medidas atuam de maneira semelhante ao se estimar variações na capacidade. Contudo, convém lembrar que as medidas de Bonelli e Maian estão sujeitas a vieses, podendo portanto divergir dos valores reais com o decorrer do tempo<sup>(2 1)</sup>.

Uma comparação semelhante é realizada para estimativas de taxas de utilização na indústria de transformação. Coeficientes de correlação entre os diversos pares de estimativas são apresentados na Tabela VIII. Pode-se considerar a correlação como sendo relativamente alta, o que é novamente interpretado como uma indicação de que medidas alternativas atuam de maneira similar na estimativa de variações cíclicas da taxa de utilização. Contudo, se as estimativas do potencial produtivo de Bonelli e Maian estão sujeitas a vieses, assim também estarão suas estimativas de taxas de utilização. O uso da pesquisa realizada pela FGV é excluído deste trabalho, pois abrange um período por demais curto. Por estes motivos, nas seções subseqüentes usaremos as estimativas de produto potencial e taxas de utilização construídas neste trabalho, empregando o método da tendência.

#### 4. ESTIMATIVAS E TESTES DO MODELO DE EQUILÍBRIO

Estimativas da forma reduzida podem ser utilizadas para analisar a resposta das exportações a mudanças nas variáveis relevantes. Repetimos aqui, por conveniência, a equação de forma reduzida referente à quantidade de exportações:

$$(4) \quad \log X = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log R + a_3 \log (1 + S) + \\ + a_4 \log A - a_5 \log W + a_6 \log Q - a_7 \log U + \nu_1$$

Podemos agora formular algumas hipóteses a serem testadas. Mudanças na remuneração dos exportadores podem-se originar de alterações do câmbio real (R) da taxa de incentivos (S)<sup>(2 2)</sup>. Sob a hipótese de que a ofer-

---

(21) Uma comparação similar de índices para a indústria de transformação nos EUA é apresentada por Perry (1973).

(22) Variações de preços são outra fonte de variação da remuneração das exportações. Contudo, os preços são tomados como variáveis endógenas ao modelo, e não aparecem na forma reduzida para a quantidade de exportações.

TABELA VII

## CORRELAÇÃO ENTRE ESTIMATIVAS ALTERNATIVAS DO PRODUTO POTENCIAL DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO

	BONELLI E MALAN (MÉTODO DE TENDÊNCIA)	BONELLI E MALAN (MÉTODO DE TENDÊNCIA)	PESQUISA DA FGV	ESTE TRABALHO	PRODUTO REAL DA RELAÇÃO CAPITAL/PRODUTO
BONELLI E MALAN (MÉTODO DE TENDÊNCIA)	1.00000				
BONELLI E MALAN (MÉTODO DA RELAÇÃO CAPITAL/PRODUTO)	0.99390	1.00000			
PESQUISA DA FGV	0.99936	0.99352	1.00000		
ESTE TRABALHO	0.99978	0.99239	0.99926	1.00000	
PRODUTO REAL DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO	0.98654	0.99021	0.99780	0.98432	1.00000

TABELA VIII

**CORRELAÇÕES ENTRE ESTIMATIVAS ALTERNATIVAS DE TAXAS DE UTILIZAÇÃO DE CAPACIDADE NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO**

	BONELLI E MALAN (MÉTODO DE TENDÊNCIA)	BONELLI E MALAN (MÉTODO DA RELAÇÃO CAPITAL/PRODUTO)	PESQUISA DA FGV	ESTE TRABALHO
BONELLI E MALAN (MÉTODO DE TENDÊNCIA)	1.00000			
BONELLI E MALAN (MÉTODO DA RELAÇÃO CAPITAL/PRODUTO)	0.90863	1.00000		
PESQUISA DA FGV	0.90944	0.83508	1.00000	
ESTE TRABALHO	0.95780	0.93401	0.88548	1.00000

ta reage da mesma maneira a uma mudança proveniente de qualquer das duas fontes temos<sup>(23)</sup>:

$$(6) \quad a_2 - a_3 = 0$$

E, se o valor absoluto da elasticidade das exportações com relação ao custo da mão-de-obra for igual à elasticidade com relação ao índice de produtividade, podemos escrever<sup>(24)</sup>:

$$(7) \quad a_4 - a_5 = 0$$

Finalmente, se as exportações aumentarem na mesma proporção que a capacidade produtiva (quanto todas as demais variáveis permanecerem constantes), podemos impor a seguinte restrição ao coeficiente de log R:

$$(8) \quad a_6 - 1 = 0$$

As equações de (6) a (8) fornecem três restrições lineares e independentes sobre os parâmetros da equação (4). Estimando (4) pelo método de mínimos quadrados restritos, é possível levar em conta a informação contida nas restrições lineares. Demonstra que um ganho em eficiência pode ser assim obtido. Demonstra-se também que o método de mínimos quadrados restritos fornece estimadores de mínima variância dentro da classe de todos os estimadores justos que são funções lineares dos regressores e dos termos constantes do lado direito das restrições<sup>(25)</sup>.

Passemos agora aos testes das restrições lineares. Considerando que o teste depende de resultados obtidos pelo método dos mínimos quadrados restritos convém apresentar inicialmente estes resultados substituindo na equação (4) os valores de  $a_3$ ,  $a_4$  e  $a_6$  dado pelas restrições lineares podemos escrever<sup>(26)</sup>:

---

(23) Voltando à equação (1), esta hipótese pode ser escrita como  $\alpha_2 - \alpha_3 = 0$ . A partir disto, e das definições de  $a_2$  e  $a_3$  que aparecem na página 6, segue-se que  $a_2 - a_3 = 0$ .

(24) Voltando novamente à equação (1), esta hipótese pode ser escrita como  $\alpha_4 - \alpha_5 = 0$ . A partir disto e das definições da página 6, segue-se que  $a_4 - a_5 = 0$ .

(25) Veja Theil (1971), p. 282 ff. para uma demonstração. Goldberger (1964) e Huang (1970) contêm exposições convenientes deste tópico.

(26) Em algumas das equações estimadas, o coeficiente  $a$  foi igualado a zero, por motivos apresentados mais adiante nesta seção.

$$(9) \quad \log \frac{X}{Q} = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log R (1 + S) - a_5 \log \frac{W}{A} - a_7 \log U + \nu_1$$

A estimação da equação (4) por mínimos quadrados restritos é computacionalmente equivalente à estimação da mesma equação por mínimos quadrados ordinários, depois de aplicar-se restrições lineares.

Aplicando o método dos mínimos quadrados ordinários à equação (9), obtivemos os resultados apresentados na Tabela IX e X.

Experiências foram realizadas com especificações alternativas para a variável representando a capacidade na indústria de transformação. Os resultados apresentados na Tabela IX foram obtidos tomando o produto observado de manufaturados como medida da capacidade de produção de manufaturados, enquanto que os resultados apresentados na tabela X foram obtidos utilizando as estimativas de produto potencial de manufaturados, calculadas, neste trabalho, pelo método da tendência. Antes de compararmos os resultados alternativos, é útil examinar os resultados de alguns dos testes apresentados abaixo.

Experiências foram também realizadas com especificações alternativas para a variável dependente. O uso do índice de quantum para exportação de produtos manufaturados forneceu os melhores resultados, o que afinal não é tão surpreendente, já que esta é conceitualmente a melhor variável para representar a quantidade de exportações. Por este motivo, concentramo-nos na interpretação das equações, tendo esta variável como regressando, considerando outras equações apenas quando estas fornecerem informações adicionais.

É conveniente começar testando os efeitos do produto potencial (Q) sobre a quantidade de exportações. Este teste é baseado nas equações das tabelas IX e X, que não consideram qualquer restrição sobre o coeficiente para o log Q. Estatísticas - t são utilizadas para o teste, e os resultados são apresentados na Tabela Xa<sup>(27)</sup>. A hipótese de que o coeficiente do log Q é igual à unidade é aceita ao nível de significância de 1%. Esta conclusão vale para várias especificações alternativas do regressando. O mesmo resultado vale qualquer que seja a estimativa do produto potencial utilizada.

---

<sup>(27)</sup> A fórmula utilizada para testar as restrições lineares sobre os coeficientes pode ser encontrada em Johnston (1972).

TABELA IX

ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO DA FORMA REDUZIDA PARA A QUANTIDADE DAS EXPORTAÇÕES,  
USANDO O MÉTODO DE MÍNIMOS QUADRADOS RESTRITOS E REPRESENTANDO O  
PRODUTO POTENCIAL PELO PRODUTO REAL

VARIÁVEL DEPENDENTE	NÚMERO DA EQUAÇÃO	R(1+S)	W/A	Y	Q	U	$\bar{R}^2$	d.w.
(Índice de Quantum) ÷ (Produto Real)	1	1,264 (2,331)	-0,234 (-0,193)	0,850 ( 4,683)	-	-	0,835 (28,669)	2,288
	2	1,435 (2,404)	0,230 ( 0,167)	0,842 ( 4,568)	-	0,806 ( 0,734)	0,840 (21,053)	2,327
Índice de Quantum	3	0,318 (2,412)	0,543 ( 0,372)	-0,039 (-0,041)	2,014 ( 1,894)	-	0,939 (61,462)	2,333
	4	1,251 (1,840)	0,576 ( 0,379)	-0,342 (-0,174)	2,365 ( 1,051)	-0,410 (-0,179)	0,939 (46,201)	2,330
(Valor em dólares das exportações, deflacionado pelo índice de valor unitário das N.U.) ÷ (Produto Real)	5	0,240 (0,508)	0,749 ( 0,710)	1,125 ( 7,899)	-	-	0,857 (33,941)	2,405
	6	0,498 (0,990)	1,451 ( 1,249)	1,239 ( 7,976)	-	1,219 ( 1,317)	0,871 (26,991)	2,664
Valor em dólares das exportações, deflacionado pelo índice de valor unitário das N.U.	7	0,283 (0,590)	1,357 ( 1,059)	0,556 ( 0,666)	1,793 ( 1,922)	-	0,950 (76,180)	2,500
	8	0,639 (1,112)	1,187 ( 0,926)	2,147 ( 1,296)	-0,046 (-0,024)	2,152 ( 1,109)	0,954 (62,066)	2,747
Valor em dólares das exportações	9	0,051 (0,098)	1,822 ( 1,295)	0,344 ( 0,367)	2,467 ( 2,408)	-	0,954 (82,574)	2,246
	10	0,536 (0,869)	1,590 ( 1,155)	2,512 ( 1,412)	-0,038 (-0,019)	2,931 ( 1,407)	0,959 (70,498)	2,574

Os números em parênteses sob os coeficientes e  $\bar{R}^2$  são estatísticas-t e estatísticas-F, respectivamente.

O índice de quantum das N.U. para exportações mundiais de manufaturados foi utilizado como variável responsável por deslocamentos.

Formas funcionais log-lineares foram utilizadas para todas as equações nesta tabela. Cada equação foi estimada com um termo constante, que não é apresentado nesta tabela.

TABELA X

ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO DA FORMA REDUZIDA PARA A QUANTIDADE DE EXPORTAÇÕES, USANDO O MÉTODO DE MÍNIMOS QUADRADOS RESTRITOS E REPRESENTANDO O PRODUTO POTENCIAL PELAS ESTIMATIVAS FORNECIDAS PELO MÉTODO DE TENDÊNCIA

VARIÁVEL DEPENDENTE	NÚMERO DA EQUAÇÃO	R (1+S)	$\frac{W}{A}$	Y	Q	U	$\bar{R}^2$	d.w.
(Índice de Quantum) ÷ (Produto Real)	1	1,053 (1,826)	-0,810 (-0,630)	0,860 ( 4,455)	-	-	0,817 (25,240)	2,109
	2	1,435 (2,404)	0,230 ( 0,167)	0,842 ( 4,568)	-	1,806 (1,644)	0,843 (21,504)	2,327
Índice de Quantum	3	0,966 (1,386)	-0,705 (-0,505)	0,382 ( 1,189)	1,551 ( 0,667)	-	0,927 (50,962)	2,093
	4	1,251 (1,839)	0,575 ( 0,378)	-0,341 (-0,174)	2,363 ( 1,050)	1,953 (1,703)	0,939 (46,195)	2,330
(Valor em dólares das exportações, deflacionado pelo índice de valor unitário das N.U.) ÷ (Produto Real)	5	0,029 (0,055)	0,173 ( 0,148)	1,261 ( 7,189)	-	-	0,829 (27,465)	2,030
	6	0,498 (0,990)	1,451 ( 1,249)	1,239 ( 7,976)	-	2,219 (2,398)	0,874 (27,790)	2,664
Valor em dólares das exportações, deflacionado pelo índice de valor unitário das N.U.	7	0,332 (0,537)	-0,193 (-0,156)	2,929 ( 1,630)	-0,923 (-0,448)	-	0,939 (61,958)	2,219
	8	0,639 (1,112)	1,186 ( 0,926)	2,149 ( 1,296)	-0,048 (-0,025)	2,106 (2,175)	0,954 (62,066)	2,747
Valor em dólares das exportações	9	0,115 (0,161)	-0,205 (-0,214)	3,585 ( 1,731)	-1,243 (-0,523)	-	0,938 (60,634)	1,834
	10	0,536 (0,869)	1,590 ( 1,155)	2,513 ( 1,413)	-0,040 (-0,019)	2,893 (2,783)	0,959 (70,498)	2,574

Os números em parênteses sob os coeficientes e  $\bar{R}^2$  são estatísticas-t e estatísticas-F, respectivamente. O índice de quantum das N.U. para exportações mundiais de manufaturados foi utilizada como variável responsável por deslocamentos da demanda. Formas funcionais log-lineares foram utilizadas para todas as equações nesta tabela. Cada equação foi estimada com um termo constante, que não é apresentado nesta tabela.

TABELA Xa

**TESTE DE RESTRIÇÃO SOBRE COEFICIENTE DO  
PRODUTO POTENCIAL(\*)**

EQUAÇÃO	TABELA IX	TABELA X
3	0.954	0.241
4	0.607	0.607
7	0.850	-0.934
8	-0.546	-0.546
9	1.432	-0.944
10	-0.520	-0.494

(\*) Os valores desta tabela são estatísticas-t para testar a hipótese  $\alpha_6 = 1$ . A primeira coluna estabelece a correspondência com especificações que aparecem nas Tabelas IX e X.

É interessante notar que o índice de comércio mundial de manufaturados (Y) e o custo real da mão-de-obra (W/A) não aparecem com o sinal esperando *a priori*, nas equações que têm como regressando o índice de quantum e que não consideram a restrição sobre o coeficiente de log Q. Isto pode ser atribuído à intercorrelação entre Q, Y e W/A, que por sua vez é causada por tendências temporais afetando as três variáveis. Restringindo o coeficiente do produto potencial e retirando Q da lista dos regressores, torna-se possível obter o sinal esperado *a priori* para os coeficientes de Y e W/A.

A interpretação dos resultados relativos ao efeito de mudanças nas taxas de utilização de capacidade (U) é mais difícil. O coeficiente desta variável não aparece com o sinal esperado<sup>(28)</sup>.

Um resultado parecido foi obtido por Suplicy (1973), com a utilização de dados trimestrais para os anos de 1964 a 1972. Suplicy explica o sinal positivo da taxa de utilização de capacidade, da seguinte maneira<sup>(29)</sup>: após 1968, a indústria brasileira de transformação atravessou um período de

---

<sup>(28)</sup> A equação 4 da Tabela IX é a única exceção a este caso, mas o índice para exportações mundiais de manufaturados (X) não aparece nesta equação com o sinal esperado. O mesmo vale com relação aos custos de trabalho (W/A).

<sup>(29)</sup> Veja Suplicy (1973), p. 124. O coeficiente para a taxa de utilização de capacidade estimada por Suplicy não difere de zero do nível de 20% de significância.



expansão, em parte devido a uma expansão da demanda interna, e em parte devido a uma expansão das vendas ao exterior. A expansão das exportações, por sua vez, foi motivada em parte por políticas de exportação adotadas na época. Neste caso, a taxa de utilização de capacidade é uma variável endógena, que não pode ser incluída entre os regressores na equação da forma reduzida. Na verdade, a taxa de utilização de capacidade deveria aparecer como variável dependente na forma reduzida de um modelo maior. A construção de tal modelo está além dos propósitos deste trabalho. No restante desta seção, procederemos como Suplicy, excluindo a taxa de utilização de capacidade da lista dos regressores <sup>(30)</sup>.

No próximo passo, submetemos a testes as demais restrições sobre os coeficientes das equações<sup>(31)</sup>. O teste é baseado em uma comparação da soma de quadrados dos resíduos SSR1, obtidos da equação restrita, com a soma SSR2 correspondente, obtida da equação não restrita. A hipótese nula é representada pelo sistema de equações simultâneas compreendido pelas equações (6) a (8).

Sob a hipótese nula, é possível demonstrar que

$$\frac{(SSR1 - SSR2)/p}{SSR2/(n - k - 1)} \sim F(p, n - k - 1)$$

onde p é o número de restrições lineares independentes, n é o tamanho da amostra e k é o número de regressores na equação não restrita. Os resultados da estimação da equação não restrita aparecem na Tabela XI e podem ser comparados aos resultados correspondentes da equação restrita, que são apresentados na primeira linha da Tabela IX e da Tabela X. Estatísticas — F para o teste estão na Tabela XII.

---

<sup>(30)</sup> Carvalho e Haddad (1978) também analisaram os efeitos da taxa de utilização de capacidade sobre as exportações brasileiras de manufaturados. Eles aplicaram análises de regressão a dados anuais de 1955 a 1974. O coeficiente da taxa de utilização de capacidade aparece com o sinal esperado *a priori*, mas não é significativamente diferente de zero ao nível de significância de 10%. Este estudo é valioso, pois o coeficiente de variação da taxa real de câmbio foi introduzido como regressor, para testar os efeitos de minidesvalorizações sobre as exportações. A hipótese que minidesvalorizações afetam o nível das exportações de 10% foi rejeitada ao nível de significância. Neste ponto convém notar que Carvalho e Haddad não parecem ter interpretado bem as séries de incentivos de Tyler, pois eles não utilizaram a fórmula apresentada na nota de rodapé da Tabela VIII-5 de Tyler (1976).

<sup>(31)</sup> Veja Theil (1971), p. 144, ou Huang (1970), p. 125.

TABELA XI

EQUAÇÕES DA FORMA REDUZIDA, ESTIMADAS POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS (SEM RESTRIÇÕES) E TENDO O QUANTUM DE EXPORTAÇÕES COMO VARIÁVEL DEPENDENTE\*

	CAPACIDADE NA INDÚSTRIA INTERNA DE TRANSFORMAÇÃO REPRESENTADA POR	
	PRODUTO REAL OBSERVADO	PRODUTO POTENCIAL ESTIMADO PELO MÉTODO DE TENDÊNCIA
R	0,834 ( 1,132)	0,671 ( 0,818)
1+S	4,773 ( 1,797)	1,710 ( 0,723)
W	1,540 ( 0,813)	1,293 ( 0,606)
A	0,775 ( 0,295)	3,204 ( 1,068)
Y	-3,453 (-1,318)	- 0,593 (- 0,230)
Q	3,298 ( 1,754)	- 0,205 - 0,074
$\bar{R}^2$	0,946 (41,223)	0,935 ( 33,387)
d.w.	2,607	2,249

\* Números em parênteses sob os coeficientes e sob os  $\bar{R}^2$  são estatísticas t e estatísticas F respectivamente.

As estatísticas - F obtidas estão bem abaixo do nível crítico para um teste de significância ao nível de 1%. A hipótese nula não é rejeitada. Este resultado dá apoio às estimativas obtidas por mínimos quadrados restritos.

TABELA XII

**TESTES DE RESTRIÇÕES LINEARES DOS COEFICIENTES DAS  
EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO COM O QUANTUM DE  
EXPORTAÇÃO COMO VARIÁVEL DEPENDENTE**

	SQR <sup>1</sup> DA EQUAÇÃO IRRESTRITA	SQR <sup>1</sup> DA EQUAÇÃO RESTRITA	ESTATÍSTI- CAS-F
Produto Real Observado	1,582	1,907	0,8899
Potencial Produtivo Estimado Graficamente	1,929	2,157	0,5121

(1) Soma dos Resíduos Quadrados.

A próxima seção especificará, estimará e testará um modelo de desequilíbrio. Antes de proceder, contudo, é conveniente fazer um resumo dos resultados empíricos até agora obtidos.

As regressões, tomando o quantum das exportações brasileiras de manufaturados como variável dependente, forneceram melhores resultados que as regressões baseadas num método menos refinado de mensuração da variável dependente. O teste das restrições lineares sobre os coeficientes não nos levou a rejeitar um modelo no qual a quantidade de exportações apresenta com a mesma elasticidade em relação a mudanças na taxa real efetiva de câmbio, sejam estas mudanças originárias da taxa real de câmbio ou da taxa de incentivos às exportações. O mesmo teste não nos levou à rejeitar a hipótese de que as exportações reagiram de maneira idêntica a uma mudança do custo da mão-de-obra, seja esta mudança originária de uma variação dos salários, ou de uma variação da produtividade do trabalho. Finalmente, a hipótese de que as exportações crescem proporcionalmente à capacidade da indústria de transformação, quando outros fatores permanecem constantes, foi também aceita.

Experiências foram também realizadas com estimativas alternativas do nível de capacidade atingido pela indústria de transformação. Estimativas obtidas pelo método de mínimos quadrados restritos não diferem acentuadamente quando são tomadas medidas alternativas da capacidade. Contudo, quando nenhuma restrição é imposta sobre o coeficiente da variável capacidade (mantendo as outras restrições sobre os outros coeficientes), melho-

res resultados são obtidos utilizando a série de produto potencial construída neste trabalho pelo método da tendência.

Em regressões onde são consideradas todas as restrições acima testadas, todos os coeficientes aparecem com o sinal que se espera com base em considerações teóricas. Coeficientes para a taxa real efetiva de câmbio e para o índice de exportações mundiais de manufaturados, aparecem significativamente maiores que zero do nível de significância de 5%. Apesar do baixo nível de significância associado à variável que representa o custo real da mão-de-obra, esta variável deveria ser mantida na equação para evitar o aparecimento de qualquer viés decorrente da sua omissão.

## 5. ESPECIFICAÇÃO, ESTIMATIVA E TESTES DE UM MODELO DE DESEQUILÍBRIO

O modelo de equilíbrio admitiu a hipótese de que o ajustamento entre demanda e oferta ocorre instantaneamente. Contudo, considerações relacionadas aos custos do ajustamento sugerem que a oferta pode reagir defasadamente a mudanças nas condições de demanda.

Para investigar esta questão, será apresentado, a seguir, um modelo de desequilíbrio.

A função da oferta de exportações é agora escrita como

$$(10) \log X_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \log P_t + \alpha_2 \log R(1+S) - \alpha_5 \left(\frac{W}{A}\right)_t + \alpha_6 \log Q_t + \mu_i$$

onde  $X_t^*$  representa a quantidade desejada da oferta de exportações e os outros símbolos têm o significado já definido anteriormente.

A hipótese de ajustamento é escrita como

$$(11) \log X_t - \log X_{t-1} = \lambda (\log X_t^* - \log X_{t-1})$$

com  $0 < \lambda \leq 1$ .

No caso de a quantidade de exportações ajustar-se perfeitamente ao nível desejado durante o período em observação, teremos  $\lambda = 1$ . Substituindo o valor de  $\log X_t^*$  dado pela equação (11) na equação (10), obtemos:

$$(12) \log X_t = \lambda \alpha_0 + \lambda \alpha_1 \log P_t + \lambda \alpha_2 \log R_t (1 + S_t) - \\ - \lambda \alpha_5 \log \left( \frac{W}{A} \right)_t + \lambda \alpha_6 \log Q_t + (1 - \lambda) \log X_{t-1} + \\ + \lambda \mu'_1$$

Esta equação inclui as variáveis endógenas  $\log X_t$  e  $\log P_t$ , assim como o valor defasado da quantidade de exportações. Substituindo  $\log P_t$  pelo seu valor dado pela equação de demanda (3) tem-se:

$$(13) \log X_t = a'_0 + a'_1 \log Y_t + a'_2 \log R_t (1 + S_t) - a'_5 \log \left( \frac{W}{A} \right)_t + \\ + a'_6 \log Q_t + a'_7 \log X_{t-1} + \nu'_1$$

onde

$$a'_0 = \frac{\lambda \alpha_0 \frac{\lambda \alpha_1 \beta_2}{\beta_1}}{1 + \frac{\lambda \alpha_1}{\beta_1}}$$

$$a'_1 = \frac{\frac{\lambda \alpha_1 \beta_2}{\beta_1}}{1 + \frac{\lambda \alpha_1}{\beta_1}}$$

$$a'_2 = \frac{\lambda \alpha_2}{1 + \frac{\lambda \alpha_1}{\beta_1}}$$

$$a'_5 = \frac{\lambda \alpha_5}{1 + \frac{\lambda \alpha_1}{\beta_1}}$$

$$a'_6 = \frac{\lambda \alpha_6}{1 + \frac{\lambda \alpha_1}{\beta_1}}$$

$$a'_7 = \frac{1 - \lambda}{1 + \frac{\lambda \alpha_1}{\beta_1}}$$

$$\nu'_1 = \frac{\lambda \mu'_1 + \frac{\lambda \alpha_1 \mu_2}{\beta_1}}{1 + \frac{\lambda \alpha_1}{\beta_1}}$$

A equação (13) é a equação da forma reduzida para a quantidade de exportações. Ela pode ser estimada por mínimos quadrados ordinários.

Se os choques aleatórios nas equações estruturais são serialmente independentes, também o serão os choques na equação da forma redu-

zida<sup>(32)</sup>. Neste caso, os estimadores dos mínimos quadrados ordinários da forma reduzida têm a propriedade de serem consistentes e assintoticamente normais<sup>(33)</sup>.

Os resultados da estimativa da equação (13) por mínimos quadrados ordinários estão apresentados nas Tabelas XIII e XIV. Tendo em vista os resultados de experiências realizadas com base no modelo de equilíbrio, com diversas especificações alternativas para a variável dependente, realizamos estimativas do modelo de desequilíbrio utilizando somente o quantum das exportações como regressando. Contudo, regressões foram feitas com os dois conjuntos alternativos de estimativas do produto potencial que foram acima discutidos. Regressões incluindo taxas de utilização de capacidade também foram feitas. Com uma única exceção, a taxa de utilização de capacidade não aparece com o sinal esperado *a priori*, e, no caso em que aparece com o sinal negativo esperado, seu coeficiente não é significativamente diferente de zero, mesmo ao nível de 10%. Tendo em vista este resultado e as considerações teóricas apresentadas na seção 4, a taxa de utilização de capacidade deve ser excluída da forma reduzida do modelo de desequilíbrio, como foi feito com o modelo de equilíbrio.

Podemos novamente testar a restrição segundo a qual o coeficiente do produto potencial é igual à unidade. Utilizando os resultados fornecidos pela terceira equação em cada tabela, testes t similares àqueles realizados na seção 4, podem ser realizados. A restrição não é rejeitada ao nível de 1%. A primeira equação em cada tabela foi estimada restringindo à unidade o coeficiente do produto potencial.

Pode-se observar que a remuneração das exportações e o custo real da mão-de-obra aparecem com o sinal esperado em todas as equações. A mesma afirmação vale para o índice de comércio mundial de manufaturados, exceção feita para a equação que inclui a taxa de utilização de capacidade.

O coeficiente para o valor defasado do quantum das exportações não difere significativamente de zero, ao nível de 1%, em qualquer das equações das tabelas XIII e XIV. Este resultado vem apoiar o modelo de equilí-

---

(32) Esta afirmação vale para modelos de ajustamento parcial, mas não para modelos em que valores defasados de variáveis aparecem por causa de expectativas. Veja Christ (1966), p. 487.

(33) Veja Christ (1966), p. 468, para um resumo das propriedades de mínimos quadrados ordinários aplicados à forma reduzida.

TABELA XIII

EQUAÇÕES PARA A QUANTIDADE DE EXPORTAÇÕES NA FORMA REDUZIDA DO MODELO DE DESEQUILÍBRIO ESTIMADAS POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS E COM O PRODUTO REAL REPRESENTANDO O PRODUTO POTENCIAL\*

Variável Dependente	Número da equação	$X_t - 1$	$[R(1+S)]_t$	$(W/A)_t$	$Y_t$	$Q_t$	$U_t$	$\bar{R}^2$	d.w.
Índice de Quantum) ÷ (Produto Real)	1	-0.267 (-1.002)	1.067 (1.354)	-1.494 (-0.856)	1.364 (.2541)	-	-	0.791 (14.155)	1.665
	2	-0.305 (-0.118)	1.497 (1.585)	-0.872 (-0.456)	1.408 (2.586)	-	1.055 (0.844)	0.800 (11.250)	1.663
Índice de Quantum	3	-0.365 (-1.336)	1.352 (1.677)	-0.601 (-0.324)	0.242 (0.233)	2.468 (2.106)	-	0.930 (37.226)	1.540
	4	-0.385 (-1.345)	1.106 (1.074)	-0.685 (-0.356)	-0.433 (-0.218)	3.298 (1.384)	-0.998 (-0.404)	0.931 (29.194)	1.474

\* Números em parênteses sob os coeficientes e sob os  $\bar{R}^2$  são estatísticas-t e estatísticas-F respectivamente. Ver também nota de rodapé da Tabela IX.

TABELA XIV

EQUAÇÕES PARA A QUANTIDADE DE EXPORTAÇÕES NA FORMA REDUZIDA DO MODELO DE DESEQUILÍBRIO, ESTIMADAS POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS E COM O PRODUTO POTENCIAL ESTIMADO PELO MÉTODO DE TENDÊNCIA \*

Variável Dependente	Número equação	$X_{t-1}$	$[R(1+S)]_t$	$(W/A)_t$	$Y_t$	$Q_t$	$U_t$	$\bar{R}^2$	d.w.
Índice de Quantum) ÷ (Produto Real)	1	-0.232 (-0.814)	0.660 (0.786)	-2.084 (-1.120)	1.323 (2.313)	-	-	0.766 (12.250)	1.594
	2	-0.305 (-1.118)	1.497 (1.585)	-0.872 (-0.456)	1.408 (2.586)	-	2.055 (1.644)	0.804 (11.453)	1.663
Índice de Quantum	3	-0.276 (-0.917)	0.351 (0.347)	-2.058 (-1.080)	1.158 (0.075)	2.446 (0.972)	-	0.914 (29.646)	1.461
	4	-0.385 (-1.345)	1.106 (1.074)	-0.684 (-0.356)	-0.432 (-0.217)	3.297 (1.383)	2.299 1,798	0.931 (29.187)	1.475

\* Números em parênteses sob os coeficientes e sob os  $\bar{R}^2$  são estatísticas-t e estatísticas-F respectivamente. Ver também nota de rodapé da Tabela IX.



brio, onde supõe-se que ajustamentos entre demanda e oferta ocorram dentro do período em observação<sup>(34)</sup>.

Estando nossa atenção centrada principalmente na resposta das exportações a mudanças de políticas exógenas ao modelo, focalizamos a análise nos resultados obtidos de estimativas de formas reduzidas. Todavia, uma estimativa estrutural da equação da oferta de exportações foi também realizada no contexto de ambos os modelos. Os resultados estão apresentados na Tabela XV e são sucintamente discutidos a seguir. Novamente foram realizadas experiências com as duas medidas alternativas do produto potencial.

A primeira, terceira e quinta equações da Tabela XV correspondem à equação (12) do texto. A equação (12) contém duas variáveis endógenas, que são  $\log X_t$  e  $\log P_t$ . As estimativas foram obtidas pelo método das variáveis instrumentais. Como somente uma variável que aparece no sistema é excluída da equação (12), este método fornece estimadores idênticos àqueles fornecidos pelos métodos de informação limitada e de mínimos quadrados a dois estágios<sup>(35)</sup>. Além de consistentes, estes estimadores são assintoticamente normais. Se adicionarmos a hipótese de que os choques aleatórios são normais, os estimadores serão também assintoticamente eficientes.

A hipótese de que o coeficiente de  $\log X_{t-1}$  é nulo pode ser submetida a um teste. Razões entre coeficientes estimados e seus desvios padrões tem, aproximadamente, uma distribuição normal<sup>(36)</sup>. Testes baseados nestas razões (ao nível de 5%) não levam à rejeição da hipótese de que o ajustamento entre demanda e oferta ocorra dentro do período de observação. Este resultado vale quer seja tomado o produto observado, quer o produto potencial para representar a capacidade da indústria de transformação. Vale, também, quando o produto potencial é retirado do modelo. Neste caso, o aumento observado nas estimativas dos coeficientes da variável representando a remuneração das exportações parece indicar que esta variável está captando o efeito da expansão da capacidade.

---

(34) Quando valores defasados da variável dependente aparecem nesta equação, a estatística de Durbin-Watson é viesada para  $2T(T-1)$ , onde  $T$  é o tamanho da amostra. Contudo, o uso do limite superior para o teste de Durbin-Watson é aproximadamente válido para este caso. Veja Christ (1966), p. 527 ff. O uso do limite superior no nosso caso não indica correlação serial ao nível de 1%.

(35) Veja Christ (1966), p. 443. Um catálogo das propriedades dos estimadores obtidos por meio de variáveis instrumentais ou de mínimos quadrados a dois estágios é fornecido na página 466 do mesmo trabalho.

(36) Veja Christ (1966), p. 515.

TABELA XV

**ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO DE OFERTA DE EXPORTAÇÕES PELO MÉTODO DE VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS, COM E SEM EXPORTAÇÕES DEFASADAS COMO VARIÁVEIS EXPLANATÓRIAS\***

Variável Representando o Produto Potencial	Número da equação	$P_t$	$X_{t-1}$	$[R(1+S)]_t$	$(W/A)_t$	$Q_t$	$\bar{R}^2$	d.w.
Produto Observado da Indústria de Transformação	1	0,381 0,212	-0,385 (-1,156)	2,028 (0,677)	-0,913 (-0,287)	2,430 (1,678)	0,915 (30,190)	1,551
	2	-0,068 (-0,045)	-	1,210 (0,483)	0,603 (0,250)	2,032 (1,472)	0,923 (45,103)	2,153
Produto Potencial Estimado pelo Método de Tendência	3	-0,053 (-0,074)	-0,284 (-0,887)	0,415 (0,259)	-2,096 (-1,010)	2,595 (3,157)	0,913 (22,331)	1,466
	4	-0,051 (-0,072)	-	0,594 (0,363)	-0,975 (-0,643)	1,980 (2,849)	0,907 (36,763)	1,903
	5	2,989 (1,778)	-0,375 (-0,546)	6,236 (2,001)	-4,367 (-0,908)	-	0,613 ( 5,941)	1,802
	6	2,212 (5,103)	-	4,068 (4,519)	-3,061 (-1,329)	-	0,776 (19,580)	1,999

\* O índice de quantum para as exportações foi utilizado como variável dependente em todas as equações. Números em parênteses, sob os coeficientes são quocientes entre coeficientes estimados e seus desvios padrões. Os números entre parênteses que aparecem sob os  $\bar{R}^2$  são estatísticas-F

Como já observamos acima, os resultados de testes sobre o coeficiente das exportações defasadas permitem que usemos o modelo de equilíbrio. As segunda, quarta e sexta equações na tabela XV correspondem à equação de oferta de exportações do modelo de equilíbrio<sup>(37)</sup>. Como acontece com outras equações na mesma tabela, os níveis de significância para os coeficientes são bastante baixos, exceto para a equação que omite o produto potencial. Contudo, esta equação está sujeita ao viés devido à omissão do produto potencial, como já notamos.

Resultados de estimativas estruturais geralmente forneceram resultados mais fracos que estimativas na forma reduzida. Contudo, no que diz respeito ao resultado do teste da influência do valor defasado das exportações, os resultados das estimativas estruturais levam às mesmas conclusões obtidas pelas estimativas da forma reduzida. Ambos os métodos nos levam a aceitar a hipótese que o ajustamento entre demanda e oferta de exportações ocorre sem defasagem.

## 6. RESULTADOS

Os resultados da análise de regressão mostram que a expansão do comércio mundial e da capacidade produtiva na indústria brasileira tiveram um papel importante na explicação do crescimento das exportações brasileiras de manufaturados. Ao mesmo tempo, os custos da mão-de-obra e o crescimento da produtividade do trabalho não tiveram influência significativa sobre o comportamento das exportações.

Os resultados dos testes estatísticos mostram também que a elasticidade das exportações em relação à taxa de câmbio real não difere significativamente da elasticidade das exportações em relação à taxa de incentivos concedidos pelo governo. Quando analisamos a forma como foram aplicados os instrumentos que permitem regular a remuneração das exportações, foi sugerido que o sistema de incentivos era utilizado parcialmente como substituto da política cambial. Comparações da elasticidade das exportações em relação à taxa de câmbio e em relação aos incentivos mostram que cada um dos instrumentos de política é, de fato, um substituto próximo do outro.

Apesar de a taxa de câmbio real efetiva aparecer como uma variável que afeta significativamente a quantidade das exportações, devemos enfatizar que a manipulação deste instrumento (que engloba a política cambial

---

(37) É feita referência à equação (4) acima.

e a política de incentivos) não pode ser considerada como um fator importante para explicar o crescimento das exportações de manufaturados. Este ponto pode ser ilustrado de forma muito simples.

Até 1973, a taxa de câmbio efetiva real tinha atingido um nível de apenas 7,36% acima do nível observado em 1960. Esta pequena elevação não poderia explicar o crescimento das exportações de manufaturados, cuja quantidade aumentou de quase 8 vezes no mesmo período. Ao mesmo tempo, o comércio mundial de manufaturados aumentou de 3,6 vezes e o produto real da indústria brasileira cresceu de 2,8 vezes. Podemos então concluir que a expansão da indústria brasileira e do comércio mundial de manufaturados foram os principais fatores capazes de explicar o crescimento de nossas exportações, cabendo às políticas cambiais e de incentivos um papel bem mais modesto.

Finalmente, é interessante levantar sugestões para novas pesquisas. A comparação das Tabelas IX e X mostra que, tomando a quantidade de exportações como variável dependente, obtemos um coeficiente positivo para a elasticidade com relação à taxa de câmbio. Isto naturalmente significa que uma desvalorização do cruzeiro levaria a um aumento da quantidade de exportações. Porém, se a elasticidade-preço da demanda externa for igual a (menor que a) unidade, o valor em dólares das exportações permanecerá constante (cairá). Nas regressões onde o valor em dólares das exportações é tomado como variável dependente, o coeficiente estimado para a taxa de câmbio efetiva real não é significativamente diferente de zero. Isto sugere que a elasticidade-preço da demanda externa por manufaturados brasileiros é próxima da unidade. Este é um ponto importante para a orientação da política de exportações. Sua investigação está além do propósito do presente trabalho, e permanece como uma sugestão para pesquisas futuras.

## APENDICE

### CUSTOS DE MÃO-DE-OBRA NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA

No presente apêndice descrevemos as circunstâncias que afetam os custos da mão-de-obra empregada na produção de bens manufaturados. Em primeiro lugar, consideramos a política governamental em relação aos salários. Em segundo lugar, consideramos os encargos trabalhistas incidindo sobre a folha de salários da indústria. Finalmente, analisamos o comportamento da produtividade da mão-de-obra.

## A. POLÍTICAS SALARIAIS DO GOVERNO

Após 1964, o governo brasileiro promulgou um conjunto de regulamentos que se referiam a aumentos de salários, visando a restringir as pressões inflacionárias sobre os custos. Hoje, como antes de 1964, a negociação dos salários ocorre entre os sindicatos dos trabalhadores e os sindicatos patronais. No período anterior ao em questão, porém, não existia nenhuma limitação aos aumentos salariais resultantes da negociação sindical. No período posterior, as negociações viram-se limitadas por obstáculos impostos pelo governo<sup>(38)</sup>. O Ministério do Trabalho fixa a taxa de aumento do salário que será usada pela Justiça do Trabalho caso os empregados e empregadores não consigam chegar a um acordo após a negociação coletiva. Os empregadores sabem então que a Justiça não irá impor um aumento salarial além do limite fixado pelo Ministério. Porém, se os empregadores de fato concedem au aumento superior à taxa imposta pelo governo, e se seus preços finais estão sujeitos a controles governamentais, então poderão sofrer outra limitação: o Conselho Interministerial de Preços não irá permitir às empresas aumentar os preços de vendas além do nível mínimo requerido para cobrir os aumentos de custos resultantes dos ajustamentos baseados na taxa preestabelecida pelo Ministério do Trabalho. Em outras palavras, aumentos salariais além das taxas estabelecidas pelo governo, têm de ser absorvidos seja por uma maior produtividade do trabalho, seja por uma queda dos lucros. Isto estabelecerá um limite máximo para as empresas sujeitas ao controle de preços<sup>(39)</sup>.

Do ponto de vista do presente trabalho, não estamos interessados na eficiência da política salarial. Portanto, partimos do comportamento dos salários observados e analisamos como poderiam ter afetado o desempenho das exportações ao longo do tempo. Os dados sobre o número de trabalhadores empregados na indústria de transformação encontram-se em publicações da FIBGE<sup>(40)</sup>. As folhas de pagamentos correspondentes são também publicadas pela FIBGE. Dividindo a soma constante na folha de pagamento

---

(38) A descrição abaixo é baseada no trabalho de Macedo (1976).

(39) Na discussão sobre políticas salariais após 1964, o declínio do salário mínimo (expresso em termos reais) foi tomado por alguns economistas como sendo um fator importante. Contudo outros autores como Macedo (1976) argumentam que o salário mínimo não é importante na determinação do salário médio. Seu argumento mais importante é a observação empírica que um número substancial de trabalhadores são empregados no mercado de trabalho informal recebendo salários abaixo daquele mínimo estabelecido por lei.

(40) Os dados estão publicados em forma conveniente em várias edições de "Produção Industrial" e "Anuário Estatístico do Brasil"

pelo número de trabalhadores empregados, podemos encontrar uma estimativa da taxa média de salários. As estimativas aparecem na primeira coluna da Tabela AI. Antes de prosseguir, deflacionamos o salário nominal pelo índice de preços. Pela teoria da produção, sabemos que as empresas maximizadoras de lucros irão igualar a produtividade marginal do trabalho ao salário real expresso em termos do produto da empresa. Se o nível de emprego é determinado dessa maneira, um índice de preços para os bens manufaturados deveria ser usado como o deflator dos salários. Tal índice já foi apresentado na Tabela VI. Usando-o, obtemos o índice para o salário médio real na indústria de transformação que se apresenta na Tabela AI. O salário real

**TABELA A I**  
**SALÁRIOS NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA,**  
**1953-1974\***

ANO	SALÁRIO NOMINAL EM CRUZEIROS NOVOS/ TRABALHADOR/ ANO <sup>1</sup> (1)	ÍNDICE DE PREÇOS POR ATAcado PARA MANU- FATURADOS NO MERCA- DO INTERNO (1947=100) (2)	SALÁRIO REAL (1953=100) (3)
1953	17.20	160.6	100
1954	23.30	211.2	103
1955	28.50	239.2	111
1956	38.00	297.4	119
1957	47.10	349.1	126
1958	53.70	408.4	123
1959	72.20	586.2	115
1960	—	723.1	121
1961	140.10	1030.2	127
1962	200.10	1497.8	125
1963	404.20	2737.1	138
1964	749.70	5021.6	139
1965	1165.40	8103.4	134
1966	1647.00	10722.0	143
1967	2144.30	13469.8	148
1968	2745.10	17564.7	146
1969	3582.20	21120.7	158
1970	4198.20	24633.6	159
1971	5273.70	28821.3	171
1972	6672.20	33432.7	186
1973	8269.60	38447.6	201
1974	11120.40	49597.4	209

As fontes dos dados da primeira coluna estão indicadas ao longo do texto, por não haver informações disponíveis para o ano de 1960. Calculamos uma estimativa do salário real em 1960. A coluna (2) é tomada à Revista Conjuntura Econômica de Nov. 1972, p. 153, e de Dez. 1976 p. 166.

creceu mais de 2 vezes nos anos entre 1953 e 1974. A taxa média de crescimento dos salários reais entre os anos 1964 e 1974 não demonstra ser inferior ao que era no período 1954-1964. Pode ser conveniente enfatizar que essa última afirmação não se refere à distribuição de renda, que depende de outras variáveis além do salário. E do ponto de vista de custos de mão-de-obra, é ainda necessária uma elaboração adicional, antes de prosseguir.

## B. CONTRIBUIÇÕES PARA A PREVIDÊNCIA SOCIAL

Serviços de Previdência Social foram implantados pelo Governo Brasileiro desde os anos de Vargas. Mais da metade dos recursos para financiar os serviços de Previdência Social são fornecidos pelos encargos que incidem so-

TABELA A II

**CUSTO REAL DA MÃO-DE-OBRA, PRODUTIVIDADE DO TRABALHO  
E CUSTOS DE MÃO-DE-OBRA POR UNIDADE DE PRODUTO NA  
INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA, 1953-1974\***

ANO	1953 = 100		
	CUSTO REAL DO TRABALHO	ÍNDICE DE PRODUTIVIDADE DO TRABALHO	CUSTOS DE MÃO-DE-OBRA POR UNIDADE DE PRODUTO
1953	100	100	100
1954	103	105	98
1955	110	113	97
1956	118	123	96
1957	131	124	98
1958	128	145	88
1959	121	156	77
1960	127	173	73
1961	134	182	74
1962	132	185	71
1963	152	181	84
1964	155	182	85
1965	152	190	80
1966	163	200	82
1967	180	214	84
1968	176	229	77
1969	189	240	79
1970	190	252	75
1971	205	264	78
1972	223	277	81
1973	240	290	83
1974	250	304	82

\* Inclusive Encargos Trabalhistas.

bre a folha de pagamentos. Aqueles encargos são pagos pelos empregadores. Outros importantes contribuintes da Previdência Social são os empregados e o orçamento do Governo Federal.

Do ponto de vista de custos de produção, estamos interessados em ver como as Contribuições para a Previdência Social colaboram para aumentar o custo médio do trabalho. Estimativas de taxas de contribuições para a Previdência Social calculadas como uma percentagem do salário médio na indústria de transformação foram obtidas por Bacha, Matta e Modenessi (1972). Essas estimativas cobrem os anos que vão de 1949 a 1969, e incluem um total de 14 encargos diferentes pagos pelas empresas. Com a introdução de novas obrigações durante aqueles anos, a taxa global aumentou de 12% em 1949 até 36% em 1967. A partir de então, as autoridades tornaram-se conscientes de que os impostos incidentes sobre as folhas de pagamento são um obstáculo à absorção de mão-de-obra, e novos encargos criados desde então recaem sobre outras fontes.

Como consequência, a taxa dos encargos sobre salários caiu a 34% em 1969, e podemos admitir que a taxa permaneceu aproximadamente estável até 1974.

As Estimativas das Contribuições para a Previdência Social, fornecidas por Bacha et alii, foram aplicadas ao salário médio da indústria de transformação a fim de obterem-se as estimativas dos custos médios de mão-de-obra. Os resultados são apresentados na primeira coluna da Tabela AII.

### C. COMPORTAMENTO DA PRODUTIVIDADE

Quando se deseja considerar o comportamento das exportações no longo prazo, é necessário considerar a tendência apresentada pela produtividade. Esta pode crescer devido à ocorrência de várias formas de progresso técnico e acumulação de capital. Identificar as fontes da produtividade do trabalho constitui uma tarefa por demais complicada, exigindo dados sobre o estoque de capital, entre outras coisas. Tal tarefa está além do propósito deste trabalho. No presente contexto, empregamos um índice de produtividade da mão-de-obra derivado das Contas Nacionais. Dividindo o índice do produto real da indústria de transformação pelo número de trabalhadores ligados à produção, obtemos um índice do produto real por trabalhador, que descreve o desenvolvimento da produtividade ao longo do tempo. Devemos considerar também que, a curto prazo, o produto pode flutuar mais amplamente que o emprego, devido aos custos de admissões e dispensas de trabalhadores.



O índice de produtividade da mão-de-obra, construído tal como indicado anteriormente, pode ser sujeito à um viés para baixo nos anos de recessão e um viés para cima nas épocas de crescimento rápido. A fim de reduzir a grandeza do viés, tomamos uma média-móvel de três anos para representar a produtividade do trabalho.

O crescimento da produtividade implica numa queda dos custos de mão-de-obra por unidade de produto. Um índice de custos de mão-de-obra por unidade de produto é apresentado na Tabela AII. A segunda coluna da tabela apresenta o índice de produção real por trabalhador. Dividindo o custo médio por trabalhador obtemos um índice de custos da mão-de-obra por unidade de produto.

Os resultados obtidos na presente seção podem ser resumidos da seguinte forma: o salário real médio na indústria de transformação aumentou mais do que duas vezes no período de 1954 a 1974. A produtividade média do trabalho aumentou mais de três vezes no mesmo período de tempo. Porém, as contribuições para Previdência Social contribuíram para elevar os custos da mão-de-obra. Como resultado, os custos do trabalho por unidade de produto caíram 18% nos vinte anos em consideração.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BACHA, Edmar L., MATTA, Milton, e MODENESI, Rui L. **Encargos Trabalhistas e Absorção de Mão-de-obra**. Rio de Janeiro, IPEA/INPES.
- BACHA, Edmar L. 1976. **Os mitos de uma década**. Rio de Janeiro, Paz e Terra.
- BALASSA, Bela. 1977. **Estimating the Effects of Export Incentives**. Washington, D.C. International Bank for Reconstruction and Development. (Mimeografado).
- BONELLI, Regis, e MALAN, Pedro. 1976. Os Limites do Possível: Notas sobre o Balanço de Pagamento e Indústria nos Anos 70, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 6 (2), Agosto.
- CARVALHO, José Luiz, e HADDAD, Cláudio L.S. 1978. A Promoção de Exportações: A Experiência Brasileira até 1974. **Revista Brasileira de Economia**, 32 (1), Janeiro-Março.

- CHRIST Carl F 1966. **Econometric Models and Methods**. John Willey and Sons, Inc., New York.
- DOLLINGER, Carlos Von, FARIA, Hugo B.C., RAMOS, R.N.M., CAVALCANTI, Leonardo. 1973. **Transformação da Estrutura das Exportações Brasileiras: 1964-70**, IPEA/INPES, Rio de Janeiro.
- DOLLINGER, Carlos Von, FARIA, Hugo, B.C., e CAVALCANTI, Leonardo. 1974. **A Política Brasileira de Comércio Exterior e seus Efeitos: 1967-73**. IPEA/INPES, Rio de Janeiro.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Anuário Estatístico do Brasil. Ministério do Planejamento, 1969 a 1974. Rio de Janeiro.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. 1974. Censo Industrial – 1970. Ministério do Planejamento. Rio de Janeiro.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. 1963. Classificação de Indústrias. Ministério do Planejamento. Rio de Janeiro.
- GOLDSTEIN, M., e KHAN, M.S. 1978. The Supply and the Demand for Exports: A Simultaneous Approach. **The Review of Economics and Statistics**, 60 (2), Maio.
- GRILICHES, Zvi. 1967. Distributed Lags: A Survey. **Econometrics** 35, (1), Janeiro.
- HOUTHAKKER, H.S., e MAGEE, S.P 1969. Income and Price Elasticities in World Trade. **The Review of Economics and Statistics**, 51, (2), Maio.
- KHAN, M.S. 1974. Import and Export Demand in Developing Countries, **IMF Staff Papers**, 21, (3), Novembro.
- LEMGRUBER, Antonio Carlos. 1974. O Nosso Milagre Posto em Questão, **O Globo**, 10 de Abril a 17 de Abril, 1974.
- LEMGRUBER, Antonio Carlos. 1976. O Balanço de Pagamentos no Brasil: Uma Análise Quantitativa. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 2, (6), Agosto.

- MACEDO, Roberto B.M. 1976. Uma revisão crítica da relação entre a Política Salarial pós-64 e o Aumento da Concentração de Renda na década de 1960. **Estudos Econômicos**, 6, (1), Janeiro-Abril.
- MALAN, Pedro e BONELLI, Regis. 1977. The Brazilian Economy in the Seventies: Old and New Developments. **World Development**, 5, (1-2), Janeiro-Fevereiro.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA – CIEF Foreign Trade of Brazil According to the Standard International Trade Classification – SITC, Rio de Janeiro, 1954 a 1969, Brasília, 1970 a 1974.
- NEVES, Renato B. 1978. A utilização da capacidade produtiva na Indústria Brasileira. 1955-75. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 8, (2), Agosto.
- PINTO, Maurício Barata P. 1979. **Brazilian Manufactured Exports: Growth and Change in Structure**. Tese de Ph.D., Baltimore, The John Hopkins University.
- SUPLICY, Eduardo, M. 1973. **The Effects of Minidevaluation on the Brazilian Economy**. Tese de Ph.D., Michigan State University, East Lansing.
- TYLER, William G. 1976. **Manufactured Export Expansion And Industrialization in Brazil**. Tolinger, J.C.B. Mohr (Paul Siebeck), Alemanha.
- U.N. Statistical Office. 1951. Standard International Trade Classification. **Statistical Papers**, New York. Series M, 10, 2ª ed.