



Tiragem: 100 exemplares

Trabalho elaborado em: 1983

Instituto de Pesquisas do IPEA  
Instituto de Planejamento Econômico e Social  
Avenida Presidente Antonio Carlos, 51 - 130/170 andar  
20.020 Rio de Janeiro RJ  
Tel.: (021) 210-2043

Este trabalho é da inteira e exclusiva responsabilidade de seus autores. As opiniões nele emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Secretaria de Planejamento da Presidência da República.

# FUNÇÕES DE OFERTA E DE DEMANDA DAS EXPORTAÇÕES DE MANUFATURADOS NO BRASIL: ESTIMAÇÃO DE UM MODELO SIMULTÂNEO \*

Helson C. Braga \*\*

Ricardo A. Markwald \*\*\*

## 1. Introdução

Tradicionalmente, os estudos econométricos sobre as exportações de manufaturados no Brasil têm-se concentrado na estimação de funções de oferta, sem revelarem interesse especial pelo lado da demanda, que é suposta infinitamente elástica, com base na conveniente hipótese de "país pequeno". Nos poucos casos em que é especificada uma função de demanda, sua finalidade precípua é a obtenção da forma reduzida de um modelo estrutural, que é, então, estimada.

A despeito de seu fácil apelo e de sua aparente plausibilidade no caso das exportações brasileiras de manufaturados - que representam, efetivamente, uma reduzida parcela do mercado mundial -, a hipótese de "país pequeno" teve o efeito de restringir as opções de racionalização da influência da renda externa sobre o comportamento das exportações. A rigor, mantida aquela hipótese, a função resultante constitui, inequivocamente, uma equação (estrutural) de oferta, a qual não comporta a inclusão explícita de variáveis de demanda, que já se encontram integralmente captadas pela variável preço.

---

\* Os autores agradecem a Eustáquio J. Reis, Frederico A. de Carvalho, Pedro S. Malan e aos demais participantes de um seminário interno do IPEA/INPES, pelas valiosas críticas e sugestões a uma versão anterior deste trabalho, e a Marcia P. P.A. Bizarrel, pelo eficiente apoio na parte de computação.

\*\* da FUNCEX e da FEA/UFRJ.

\*\*\* do IPEA/INPES e da PUC/RJ.

Em consequência, as equações relativas às exportações que incluem a variável renda mundial não são propriamente funções de oferta, porém formas reduzidas de modelos estruturais não especificados. Convém assinalar que essas construções teóricas implicam o abandono da hipótese de "país pequeno", uma vez que os modelos estruturais (implícitos) conteriam funções de demanda com elasticidade-preço finita. <sup>1/</sup>

O tratamento mais adequado do efeito da renda mundial sobre nossas exportações de manufaturados parece ser, portanto, a estimação de um modelo simultâneo, onde a elasticidade-preço da demanda seja obtida empiricamente, em vez de estabelecida a priori, por mais razoáveis que sejam os argumentos para supô-la infinita. <sup>2/</sup> Essa abordagem teria, ademais, a grande vantagem de permitir a estimação direta da elasticidade-preço da oferta de exportações, o que nem sempre tem sido possível a partir de formas reduzidas.

Obviamente, o emprego do modelo simultâneo implica aceitar que as quantidades ofertadas ou demandadas também afetam os preços - possibilidade esta que fica eliminada tanto na especificação de funções de oferta quanto de demanda de exportações, caso se admita a hipótese de "país pequeno". No que concerne à oferta de exportações, a premissa usual, que sugere uma curva positivamente inclinada, é a de que, "a menos que exista capacidade ociosa no setor exportador ou, mais geralmente, a menos que a produção para exportação seja sujeita a rendimentos de escala constantes ou crescentes, é impossível que um aumento na demanda

---

<sup>1/</sup> Caso contrário, a questão se reduziria à especificação de uma equação de oferta, com os problemas já apontados.

<sup>2/</sup> Embora reconhecendo a superioridade dessa solução, Carvalho & Haddad (1978, pp. 124-5) optaram por um modelo "menos complexo", sendo, no entanto, obrigados a recorrer a uma complexa racionalização da presença da renda em uma equação de oferta, envolvendo a distinção de efeitos de curto e longo prazos. Paula Pinto (1982) e Mussi (1982) também sugeriram a abordagem simultânea.

mundial pelas exportações de um país possa ser satisfeita sem um aumento no preço, pelo menos no curto prazo" [Goldstein & Khan (1978, p.275)]. Da mesma forma, a hipótese - aqui adotada - de uma curva de demanda negativamente inclinada importa em admitir que os exportadores brasileiros não possam vender qualquer quantidade sem serem, eventualmente, forçados a aceitar preços FOB menores. [A própria lógica de garantir competitividade às exportações de produtos diferenciados - como são, via de regra, os manufaturados -, através da política cambial, implica a possibilidade de redução de preços (em dólares) para aumentar as vendas.]

O objetivo central deste trabalho é precisamente a obtenção de estimativas de funções de oferta e de demanda das exportações brasileiras de manufaturados, no contexto de um modelo simultâneo. Nesse sentido, ele se distingue substancialmente dos estudos anteriores realizados no Brasil, com exceção do trabalho de Paula Pinto (1982), com o qual guarda alguns traços comuns, conforme se verá na seção a seguir.

## 2. Breve Revisão da Literatura

### 2.1 Introdução

Existe hoje no Brasil um respeitável número de trabalhos econométricos voltados para o estudo do setor externo da economia, muitos deles orientados especificamente para o exame e avaliação de nossas exportações de produtos manufaturados. O impacto da política de minidesvalorizações cambiais, a avaliação da eficácia dos incentivos fiscais e creditícios, a determinação do potencial exportador e a construção de modelos macroeconômicos "abertos" constituíram, de fato, nos últimos anos, uma importante fonte de estímulo para a estimação de funções de oferta e de demanda de exportações, notadamente de produtos manufaturados.

O exame da literatura desenvolvido na presente se

ção, embora não se pretenda exaustivo, pode ser considerado como amplamente representativo dos esforços realizados nesta área ao longo da última década. Foram consultados os trabalhos de Doelinger (1971), Tyler (1976), Suplicy (1976), Lemgruber (1976), Carvalho & Haddad (1978), WEFA-Wharton Econometric Forecasts Ass. (1978), Paula Pinto (1979 e 1982), Reis (1979), Cardoso & Dornbusch (1980), Lopes & Lara Resende (1980), Musalem (1981), De La Cal (1981), Assis (1981), Markwald (1981) e Mussi (1982). Inúmeras particularidades que dizem respeito à cobertura temporal, à periodicidade das observações, ao critério de agregação dos dados, à mensuração da variável dependente, etc., tornam difícil, senão impossível, a comparação da maioria dos trabalhos acima mencionados. O que se segue deve ser entendido, portanto, como uma tentativa de caracterizar as formas de abordagem alternativas utilizadas pelos diferentes autores, com o objetivo de reunir subsídios para nossas próprias estimações a serem apresentadas na Seção 4.

Discute-se a seguir, em nível bastante genérico, as diferentes opções apresentadas na literatura, no que se refere à escolha do modelo econométrico e do método de estimação, à escolha da forma funcional, à construção da variável dependente e à seleção e inclusão das diferentes variáveis explicativas. São apresentadas e comentadas também as principais (e melhores) estimativas contidas nesses trabalhos.

## 2.2 Aspectos teóricos

### 2.2.1 A escolha do modelo econométrico e do método de estimação

Não existe na literatura consultada nenhuma tentativa de estimar simultaneamente um modelo de oferta e de demanda das exportações de produtos manufaturados na sua forma estrutural. O que existem são: (a) estimações de equações de oferta de exportações, sob o pressuposto de "país pequeno" e demanda de exportações infinitamente elástica; (b) estimações de equações de

oferta e de demanda de exportações efetuadas separadamente, ou seja, por métodos não sistêmicos; e, por último, (c) estimações de formas reduzidas de modelos estruturais. Em alguns casos, a forma reduzida é derivada a partir de um modelo estrutural explícito, mas freqüentemente o modelo estrutural é desconhecido, estimando-se uma forma reduzida especificada ad-hoc.

A escolha por uma ou outra forma de estimação tem, obviamente, suas implicações. Ao estimar uma equação estrutural de oferta de exportações se está adotando a hipótese de que a variável preço capta integralmente todas as mudanças ocorridas do lado da demanda. Corre-se o risco, portanto, de ter variáveis de demanda omitidas na regressão. As formas reduzidas especificadas segundo critérios ad-hoc são, por sua vez, passíveis de todas as críticas decorrentes da ausência de um modelo estrutural que permita a correta e precisa identificação dos parâmetros. Nos casos em que a forma reduzida é derivada a partir de um modelo estrutural explícito, podem subsistir ainda problemas de identificação, na medida em que resulte impossível recapturar os parâmetros estruturais. Finalmente, a estimação por métodos uniequacionais de modelos estruturais contendo uma equação de oferta e outra de demanda, embora constitua uma melhor aproximação ao problema, conduz a estimadores com propriedades inferiores às dos métodos sistêmicos.

Nos trabalhos de Doellinger (1971), Tyler (1976), Reis (1979), Cardoso & Dornbusch (1980), Lopes & Lara Resende (1980), Musalem (1981) e Markwald (1981) foram estimadas equações de oferta de exportações admitindo-se explicitamente que o Brasil é um tomador de preços no mercado internacional. Eles fornecem, portanto, estimativas para as elasticidades-preço e capacidade da oferta de exportações de manufaturados. Todos os outros — à exceção do trabalho de Paula Pinto (1982) —, ao incluir variáveis de demanda como resultado de especificações ad-hoc ou de estimações de formas reduzidas de modelos estruturais explícitos [Lamgruber (1976), Paula Pinto (1979) e Mussi (1982)], fornecem estimativas de elasticidades que não podem

ser identificadas nem como de demanda nem como de oferta. O recente trabalho de Paula Pinto (1982), embora utilizando séries desatualizadas e um método de estimação de equação única, é o único na literatura que apresenta estimativas para as elasticidades tanto de oferta como de demanda.

Ao comentar a escolha do modelo econométrico, analisando suas implicações e limitações, é preciso, no entanto, fazer algumas ressalvas. Dada a reduzida participação brasileira no comércio mundial de manufaturados, a estimação de uma equação estrutural de oferta de exportações constitui, a priori, uma opção plausível. Algumas tentativas nessa linha chegaram inclusive a resultados bastante robustos, como é o caso de Cardoso & Dornbusch (1980). A necessidade e a conveniência de incluir fatores do lado da demanda foram reforçadas pela percepção mais recente da performance das exportações de manufaturados no último triênio. No que se refere aos trabalhos que utilizam especificações ad-hoc é preciso destacar que a impossibilidade de identificar as elasticidades estimadas não compromete, necessariamente, sua capacidade preditiva, o que constitui em muitos casos o principal objetivo desses trabalhos.

Cabe destacar, por último, que, no que diz respeito ao método de estimação, a opção na literatura foi pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLSQ), combinado, em alguns casos, com a técnica iterativa de Cochrane-Orcutt para correção de correlação serial dos resíduos. Nesse sentido, o trabalho de Paula Pinto (1982) constitui, novamente, uma exceção, já que as equações foram estimadas pelo método de variáveis instrumentais.

### 2.2.2 A escolha da forma funcional

Todas as equações de exportação de manufaturados apresentadas nos trabalhos revistos são da forma log-linear, e em nenhum deles é possível encontrar qualquer referência ou discussão a respeito do problema da escolha da forma funcional. A



exceção é, neste caso, o trabalho de Reis (1979), que, além de levantar o problema, realiza algumas comparações entre formas lineares e log-lineares para pares de equação que, no restante, apresentam especificações análogas. O autor verifica que as estimações sob a forma log-linear resultam, na maioria das vezes, em coeficientes  $R^2$  e valores das estatísticas t e DW superiores ou mais precisos que aqueles obtidos sob a forma linear. A aplicação do critério de Sargan — teste simples, embora não muito rigoroso, que auxilia na escolha entre formas lineares e log-lineares — sugere também, segundo Reis, o melhor desempenho da forma log-linear.

O risco de uma escolha inadequada da forma funcional reside em atribuir erroneamente a existência de ajustes pouco satisfatórios ou a presença de parâmetros não-significativos a uma seleção incorreta das variáveis explicativas, quando, na verdade, esses resultados são uma decorrência da inadequação da forma funcional estimada.

A nítida opção da literatura pela forma log-linear deve-se, sem dúvida, ao fato de que as elasticidades são obtidas diretamente dos resultados da regressão e, diferentemente das formas lineares, são constantes e independentes, portanto, dos valores assumidos pelas variáveis.

### 2.2.3 A escolha da variável dependente

A escolha da variável dependente encerra três problemas intimamente relacionados: o critério de agregação, a forma de quantificação e o tipo de especificação.

O primeiro diz respeito à definição da cesta de produtos que cabem incluir sob a denominação de "produtos manufaturados". Os trabalhos mais antigos (Doellinger e Tyler) incluíram entre os manufaturados os produtos das classes 5, 6, 7 e 8 da Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM). Em trabalhos

posteriores, tentou-se, às vezes, uma compatibilização entre a classificação da Fundação IBGE e a da NBM. Outros autores adotaram simplesmente a definição da CACEX para produtos manufaturados, com critérios variáveis para a inclusão parcial ou total dos chamados semimanufaturados. Por último, alguns trabalhos adotaram a definição implícita nos índices da Fundação Getúlio Vargas (FGV) (exportações da indústria de transformação).

Superposto ao problema do critério de agregação, surge o da forma de quantificação da variável dependente. A "boa teoria" sugere que a escolha deve recair em um adequado índice de quantum. A revisão da literatura mostra que, no caso das exportações de produtos manufaturados, a regra tem sido definir a variável dependente em termos de um índice de valor (constante ou, inclusive, corrente). Índices de valor constante resultam em proxies pouco satisfatórias dos índices de quantum, apresentando ainda o inconveniente de introduzir a variável preço em ambos os lados da equação. A inexistência de índices de quantum compatíveis com o critério de agregação adotado poderia explicar, em alguns casos, o uso de índices de valor. Contudo, a razão principal, embora não explícita, parece residir nos resultados insatisfatórios obtidos a partir da utilização dos índices de quantum publicados pela FGV.<sup>3/</sup> É provável, então, que tentativas malsucedidas de utilização dos índices de quantum tenham levado a maioria dos pesquisadores à substituição por índices de valor. Uma solução alternativa teria sido a geração de novos índices de quantum, opção sem dúvida trabalhosa tentada apenas por Paula Pinto (1979).

<sup>3/</sup> Exercícios de estimação de equações de oferta de exportações de produtos manufaturados, que efetuamos utilizando o índice de quantum da FGV como variável dependente, evidenciaram, de fato, a dificuldade em obter elasticidades-preço significativas ou, inclusive, positivas, conforme previsto pela teoria. Eventuais críticas à qualidade do índice parecem pouco procedentes em vista da existência de resultados satisfatórios obtidos com base nesses índices nas estimações de funções de importação.

O problema de especificação da variável dependente, que é uma decorrência das dificuldades acima mencionadas, relativas à sua quantificação, foi contornado por Cardoso & Dornbusch (1980) com a utilização daquela variável sob a forma de uma razão entre o índice de quantum e um índice de produto industrial. Posteriormente, vários autores seguiram a mesma orientação, procurando, assim, evitar especificações baseadas tanto nos índices de quantum como nos índices de valor. Deve-se salientar, contudo, que as estimações efetuadas com base nessa especificação assumem implicitamente a hipótese de uma elasticidade unitária da oferta de exportações de manufaturados em relação ao produto industrial.

#### 2.2.4 A escolha das variáveis independentes

Apesar da diversidade das especificações utilizadas nos diferentes trabalhos consultados, é possível agrupar as variáveis explicativas em um número restrito de categorias.

##### (a) Variáveis que captam o efeito preço

Exceto no caso do trabalho de Paula Pinto (1982), o efeito preço é sempre examinado na literatura através de um conjunto de variáveis que afeta a remuneração real do exportador. A taxa de câmbio nominal, os preços externos, os preços domésticos e um índice de subsídios são, neste caso, as variáveis relevantes, aparecendo freqüentemente reunidas sob a forma de uma variável composta, do tipo:

$$E.P^* (1+s) / P \quad \text{ou} \quad E.P^* / P(1-s)$$

onde

- E = taxa de câmbio nominal;
- P = índice de preços domésticos;
- P<sup>\*</sup> = índice de preços externos; e
- s = taxa de subsídios.

Admitam, ainda, decomposições diversas, do tipo:

$E \cdot P^* / P$  e  $(1+s)$ , ou  $E/P$  e  $P^* (1+s)$ , ou  $E/P, P^*$  e  $(1+s)$

nos casos em que se pretende medir isoladamente os efeitos da política de concessão de subsídios, da evolução da taxa de câmbio real e/ou da evolução dos preços internacionais.

A escolha dos índices de preços é determinada pela forma como é racionalizado o conceito de remuneração real do exportador. A maioria dos trabalhos parte de uma visão competitiva entre os mercados interno e externo. O índice de preços externo é entendido como o preço FOB da cesta de exportações brasileiras de manufaturados, recaindo a escolha do índice doméstico numa adequada contrapartida daquele. A taxa de câmbio cumpre, então, a função de tornar compatível essa comparação entre as remunerações obtidas nos mercados externo e interno. Utiliza-se a taxa Cr\$/\$ nos casos em que  $P^*$  corresponde a um índice denominado em dólares e a taxa de câmbio efetiva nominal nos casos em que  $P^*$  corresponde a um índice ponderado de preços (industriais) de diferentes países [ver Mussi (1982)].

A perspectiva de mercados competitivos é, às vezes, substituída por uma visão de lucratividade, abandonando-se, portanto, o pressuposto implícito da existência de um bem único e homogêneo que pode ser vendido em um ou outro mercado.<sup>4/</sup> O preço relativo relevante é, neste caso, aquele que relaciona o preço externo com os custos domésticos com a mão-de-obra e as matérias-primas. A escolha do índice interno recai, então, em algum índice capaz de refletir a evolução conjunta desses custos [ver Paula Pinto (1979)].

O efeito preço aparece desdobrado em elasticidades-

<sup>4/</sup> A influência do mercado doméstico seria captada, então, pela variável de utilização de capacidade, na medida em que os bens destinados aos dois mercados concorreriam pela utilização de uma dada capacidade instalada.

preço tanto da oferta quanto da demanda de exportações apenas no último trabalho de Paula Pinto (1982). A elasticidade-preço da oferta é racionalizada segundo a idéia da lucratividade do exportador (acima comentada), enquanto a da demanda de exportações é incorporada como um preço relativo que reflete a competitividade das exportações brasileiras, do tipo:

$$P^* / PW$$

onde  $P^*$  = índice de preço em dólares das exportações de manufaturados brasileiros; e

$PW$  = índice (ponderado) de preço em dólares das exportações de manufaturados de outros países.

Finalmente, cabe destacar que, no que tange ao índice de subsídios, as únicas séries disponíveis são as de Tyler (1976) Cardoso (1980) e Musalem (1981), que cobrem os períodos 1964/72, 1964/77 e 1964/78, respectivamente.

(b) Variáveis que captam o efeito renda externa

Essas variáveis são incluídas nos modelos que admitem a existência de uma demanda internacional menos que perfeitamente elástica. Nesses casos, a renda do resto do mundo (ou alguma proxy dela) aparece como variável explicativa na equação de demanda de exportações ou na forma reduzida, dado que o modelo estrutural, seja ou não explicitado, incorpora uma equação de demanda de exportações. Ainda, segundo Carvalho & Haddad (1978), a inclusão de um índice de comércio mundial pode ser racionalizada a partir da distinção entre curto e longo prazos. A demanda internacional seria infinitamente elástica apenas no longo prazo, tornando-se inelástica (e até vertical) no curto prazo, em decorrência dos custos de transação e de informação ou da imposição de cotas restritivas nos mercados importadores. A expansão do comércio mundial — o efeito "renda externa" — constituiria, na verdade, um efeito "tamanho de mercado" — poderia indu

zir um aumento das exportações domésticas sem afetar, necessariamente, o preço.

Um índice da renda do resto do mundo ou o quantum de exportações ou importações mundiais são as variáveis incluídas visando captar esses efeitos. Em alguns trabalhos, existe ainda a preocupação de selecionar os principais parceiros comerciais do Brasil e de introduzir um sistema de ponderações para construir um índice de renda externa relevante para o país.

(c) Variáveis que captam um efeito tendencial

O produto potencial -- ou (em especificações menos rigorosas) o produto efetivo da indústria de transformação -- é incluído nas equações de oferta de exportação de produtos manufaturados ou na estimação de formas reduzidas como fatores de escala ou de tendência. A inclusão de variáveis de capacidade é particularmente conveniente quando se trabalha com séries temporais, já que contribui para "limpar" a regressão dos efeitos tendenciais. O valor do coeficiente associado a essas variáveis permite, adicionalmente, determinar a existência de um viés pró ou anticomércio, segundo sua estimativa seja superior ou inferior à unidade, respectivamente. Um valor unitário significaria, conseqüentemente, um efeito neutro da evolução da capacidade sobre as quantidades exportadas. É esse, precisamente, o pressuposto implícito nos casos em que a variável dependente é definida como a razão quantum exportado/produto industrial [ver, por exemplo, Cardoso & Dornbusch (1980)].

(d) Variáveis que captam o efeito cíclico

Tanto no caso de bens homogêneos (em que as exportações são concebidas como oferta excedente) como no de bens diferenciados, mudanças cíclicas no produto industrial doméstico podem afetar o volume das exportações. O mercado externo é visualizado como uma alternativa para a redução das margens de capa

cidade ociosa. Obviamente, esta proposição pode não ter validade nos casos de economias muito abertas, em que as flutuações da produção doméstica podem ser reflexo de flutuações nas próprias exportações.

Variáveis que medem o grau de utilização da capacidade, o hiato do produto ou o grau de ociosidade são introduzidas, então, para levar em conta os deslocamentos da curva de oferta de exportações em decorrência de desvios em relação a uma capacidade tida como normal, tendencial ou potencial.

(e) Variáveis que captam defasagens ou custos de ajustamento

É freqüente a introdução de variáveis defasadas na maioria dos trabalhos revistos. O pressuposto implícito é de que o efeito das variáveis explicativas sobre a variável dependente distribui-se ao longo do tempo, seguindo um determinado padrão de ajustamento.

Uma menção especial merece a inclusão da variável dependente defasada no marco de modelos que levam explicitamente em consideração a existência de custos de ajustamento, como é o caso das especificações de Paula Pinto (1979) e Cardoso & Dornbusch (1980). Na literatura, eles são conhecidos como modelos de desequilíbrio, e sua utilização é mais freqüente nos casos em que a periodicidade dos dados é inferior a um ano. Com base nesses modelos, torna-se possível estimar a defasagem média de ajustamento (mean-lag), bem como distinguir entre elasticidades de curto e longo prazos.

Cabe destacar, por último, a inclusão (menos freqüente) de outras variáveis explicativas, como a variação ou o coeficiente de variação da taxa de câmbio, variável de tendência, etc.

### 2.3 Aspectos Empíricos

São apresentados nesta seção os melhores resultados constantes dos trabalhos empíricos consultados. As cestas de manufaturados contempladas nas diferentes regressões podem diferir substancialmente entre si -- e é o que de fato acontece, uma vez que os critérios de agregação adotados pelos autores foram os mais diversos. Por essa e por outras razões, torna-se difícil e até impossível efetuar comparações entre as diversas estimativas.

Cabe destacar, ainda, que o uso de uma notação uniforme obrigou-nos a efetuar certas simplificações, que tendem a minimizar as diferenças existentes entre as diversas especificações.

A Tabela 1 apresenta as melhores regressões estimadas pelos diferentes autores. Apesar de sua não comparabilidade, é possível efetuar algumas observações em torno desses resultados.

Focalizaremos nossos comentários em torno das elasticidades-preço, renda externa e capacidade, dado que as variáveis associadas a esses coeficientes são as que aparecem com maior frequência nas especificações apresentadas.

No que diz respeito à elasticidade-preço, é conveniente distinguir as diferentes estimativas segundo a especificação utilizada para a variável dependente. Nos casos em que a exportação de manufaturados foi estimada a partir de um índice de valor constante, foram obtidas elasticidades-preço significativas e valores próximos ou superiores à unidade (Doellinger, Tyler, Suplicy, Carvalho & Haddad, De La Cal, Assis). As regressões que utilizaram o índice de quantum (Langruber, Reis, Paula Pinto, Mussi) resultaram em estimativas sempre inferiores à unidade e às vezes não-significativamente diferentes de zero. Finalmente, aqueles que especificaram a variável dependente como a



TABELA 1

ESTIMATIVAS DE OFERTA E DEMANDA DAS EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS MANUFATURADOS

AUTOR	PERÍODO	DADOS	MÉTODO	REGRESSÕES	R <sup>2</sup>	D.K.	COMENTÁRIOS
Soellinger (1971)	63-68	Trim.	OLSQ	$\log X_D^i = 3,62 + 0,60 \log (E_i S/P_2^i) + 1,48 \log Y_1^i - 2,31 \log U^i - 0,74 D$ (2) (*) (*) (*)	0,91	1,87	1963-68
	63-68	Anuais	OLSQ	$\log X_D^i = 4,26 + 1,22 \log (E_i/P_2^i) + 1,39 \log Y_1^i - 2,71 \log U^i$ (*)	0,89	0,76	1963-68
Tyler (1976)	63-72	Trim.	OLSQ	$\log X_D^i = -1,26 + 1,33 \log (E_i P^i / P_2^i)_{t-1} + 0,56 \log Y_1^i - 0,50 \log U_{t-1}^2 + 0,03 \log X_D^i_{t-1}$ (*) (*) (*)	0,95	1,22	1963-72
	63-72	Trim.	OLSQ	$\log X_D^i = -0,70 + 1,44 \log (E_i P^i / P_2^i)_{t-1} + 2,40 \log S_{t-1} - 0,31 \log U_{t-1}^2 + 0,07 \log X_D^i_{t-1}$ (*) (*) (*)	0,94	1,35	1963-72
Supray (1976)	64-72	Trim.	OLSQ	$\log X_D^i = -21,84 + 0,87 \log (E_i P^i / P_2^i) + 0,36 \log S + 2,37 \log M^i + 0,0004 U^3$ (*)	0,91	1,11	1964-72
	64-72	Trim.	OLSQ	$\log X_D^i = -10,06 + 1,03 \log (E_i P^i / P_2^i)_{t-1} + 1,91 \log M^i - 0,001 U^3$ (*) (*)	0,92	1,23	1964-72
Langhammer (1976)	61-73	Anuais	OLSQ	$\log X_D^i = 5/6 + 0,43 \log (E_i/P_2^i) + 0,53 \log Y^i$ (*)	0,54	1,34	1961-73
Oliveira Rezende (1978)	55-74	Anuais	OLSQ	$\log X_D^i = -10,61 + 1,05 \log (E_i P^i / P_2^i) + 1,33 \log M^i - 0,26 \log S - 0,73 U - 0,001 V$ (*) (*)	0,95	1,71	1955-74
	55-74	Anuais	OLSQ	$\log X_D^i = -11,28 + 1,23 \log (E_i P^i / P_2^i) + 0,57 \log S + 1,51 \log M^i + 0,20 \log Y - 0,40 U - 0,001 V$ (*) (*) (*)	0,95	1,71	1955-74
WAPA (1978)	55-75	Anuais	OLSQ	$\log X_D^i = - 9,34 + 0,47 \log (E_i P^i / P_2^i) + 2,54 \log M^i - 1,26 \log U$ (*)	0,97	2,05	1955-75
Pavla Pinto (1979)	54-74	Anuais	OLSQ	$\log X_D^i/Y_1^i = 5/6 + 1,43 \log (E_i P^i / P_2^i) + 0,21 \log W - 0,84 \log X_1^i + 0,81 \log U$ (*)	0,84	1,33	1954-74
	54-74	Anuais	OLSQ	$\log X_D^i = 5/6 + 0,31 \log (E_i P^i / P_2^i) + 0,54 \log W - 0,04 \log X_1^i + 2,01 \log X_2^i$ (*)	0,94	2,33	1954-74
Pais (1979)	55-78	Anuais	OLSQ	$\log X_D^i = 1,31 + 0,45 \log (E_i P^i / P_2^i) + 0,40 \log Y^i$ (*)	0,82	1,67	1955-78
	55-78	Anuais	OLSQ	$\log X_D^i = 1,61 + 0,47 \log (E_i P^i / P_2^i) + 1,14 \log Y^i - 0,20 \log U$ (*) (*)	0,94	2,32	1955-78

AUTOR	PERÍODO	DADOS	MÉTODO	REGRESSÃO	R <sup>2</sup>	D.V.	COMENTÁRIOS
Carbone & Bernholzer (1980)	60-77	Anuais	COIC	$\log(XQ/Y_1) = 0,23 + 0,83 \log(ELP_1^X/S/P_1) - 0,016 U^4$ (*)	0,78	1,75	
	61-77	Anuais	COIC	$\log(XQ/Y_1) = -0,44 + 0,51 \log(ELP_1^X/S/P_1) - 0,012 U^4 + 0,51 \log(XQ/Y_1)_{-1}$ (*) (*) (*)	0,86	2,20	
Klein (1981)	55-78	Anuais	COIC	$\log(XQ/Y_1) = -3,8 + 0,79 \log(ELP_1^X/S/P_1) - 0,016 U^4$ (*)	0,82	1,68	
	60-78	Anuais	COIC	$\log(XQ/Y_1) = -0,21 + 0,46 \log(ELP_1^X/S/P_1) - 0,012 U^4 - 0,53 \log(XQ/Y_1)_{-1}$ (*) (*) (*)	0,86	s/d	
Trigo & Leite (1981)	61-78	Anuais	COIC	$\log(XQ/Y_1) = -0,55 + 0,52 \log(ELP_1^X/S/P_1) - 1,03 U^5 - 0,55 \log(XQ/Y_1)_{-1}$ s/d s/d s/d	s/d	s/d	
De La Deil (1981)	55-78	Anuais	OLSC	$\log XQ = -20,28 + 1,64 \log(ELP_1^X/S/P_1) + 0,078 \log S + 0,47 \log Y^W$ (*)	0,95	1,50	Equação de oferta de leite de 1974/75
	55-78	Anuais	OLSC	$\log XQ = -20,89 + 1,62 \log(ELP_1^X/S/P_1) + 0,30 \log Y^W + 1,37 U$ (*) (*) (*)	0,95	2,11	
Trigo (1982)	60-78	Anuais	OLSC	$\log XQ = -7,67 + 0,96 \log(ELP_1^X/S/P_1) + 0,26 \log Y^W + 0,1 T + 0,50 \log(XQ)_{-1}$	0,99	1,67	
Markwald (1981)	64-80	Anuais	OLSC	$\log XQ = -3,32 + 0,63 \log(ELP_1^X/S/P_1) + 0,02 \log Y - 2,27 U$ (*) (*) (*)	0,99	1,63	
	60-80	Anuais	COIC	$\log(XQ/Y_1) = 4,45 + 0,67 \log(ELP_1^X/S/P_1) - 1,26 U + 0,44 \log(XQ/Y_1)_{-1}$ (*) (*) (*)	0,81	2,41	
Wesli (1982)	72-80	Trim.	OLSC	$\log XQ = 0,61 + 0,71 \log(ELP_1^X/P_1) - 0,14 \log S + 2,85 \log Y^W - 1,64 U$ (*) (*) (*)	0,92	1,30	
	70-80	Trim.	OLSC	$\log XQ = -2,28 + 1,87 \log(ELP_1^X/P_1) + 1,60 \log Y^W - 2,13 U + 0,08 \log Y_1^4$ (*) (*) (*)	0,92	1,29	
de la Pinta (1982)	54-75	Anuais	2SLS	$\log XQ = -5,98 - 0,11 \log(P_1^X / P_1^Y) + 2,15 \log X_1^W$ (*) (*)	0,94	2,15	Equação de oferta de leite
	54-75	Anuais	2SLS	$\log XQ/Y_1^4 = -21,91 - 0,14 \log(ELP_1^X/P_1) - 0,69 \log(ELP_1^X/S) - 2,21 \log W - 0,08 \log U$ (*) (*) (*)	0,50	2,09	Equação de oferta de leite

Handwritten calculations and notes:

$\frac{1,64}{1,72} = 0,95$

$\frac{1,60}{1,72} = 0,93$

1,05

Tabela 1 - Notação

Discriminação	Símbolo	Significado
Variável Dependente	XQ :	índice de <u>quantum</u> das exportações de manufaturados
	X $\bar{D}$ :	índice de valor real (dólares) das exportações de manufaturados
	XDN :	índice de valor corrente (dólares) das exportações de manufaturados
	X $\bar{C}$ :	índice de valor real (cruzeiros) das exportações de manufaturados
Efeito preço	E :	taxa de câmbio nominal
	S :	índice de subsídios (1+s)
	P :	índice de preços
Efeito renda externa e fator escala	Y :	índice de produto real
	M :	índice de importações reais
	X :	índice de exportações reais
Efeito cíclico	U :	utilização de capacidade
	U <sup>1</sup> :	índice de emprego industrial ( <u>proxy</u> de capacidade)
	U <sup>2</sup> :	desvios do produto observado em relação ao produto tendencial
	U <sup>3</sup> :	resíduos (de OLSQ) do ajuste da produção industrial a uma tendência temporal
	U <sup>4</sup> :	desvio percentual do produto observado em relação ao produto tendencial
	U <sup>5</sup> :	<u>gap</u> (1-U)
Outras variáveis	V :	coeficiente de variação da taxa de câmbio
	W :	salário-eficiência
	T :	tempo
Subscritos	x :	exportação
	I :	industrial/manufaturado
	w :	mundial/externo
	n :	insumo/matérias-primas
	t :	tendencial
	f :	efetivo

Notas: (\*) [ estatisticamente significativos ao nível de 5%  
s/d [ sem dados

razão quantum exportado/produto industrial (Cardoso & Dornbusch, Musalem, Lopes & Lara Resende, Markwald) encontraram valores significativos entre 0,5 e 0,8 para a elasticidade de curto prazo e entre 1,0 e 1,3 para a elasticidade de longo prazo. Como resultado desse esforço empírico, existe hoje um certo consenso na profissão que tende a achar "razoável" um valor unitário para a elasticidade-preço da exportação de manufaturados.

No que tange à elasticidade-renda externa, ela é sempre significativa, assumindo valores entre 2,0 e 3,0 na maioria dos casos. A elasticidade em relação à utilização de capacidade apresenta quase sempre o sinal esperado (negativo), ainda que nem sempre seja significativa. A inexistência de uma especificação uniforme, decorrente da forma de mensuração do PIB e do cálculo do produto potencial, torna impossível apontar valores ou intervalos de variação característicos.

Vale a pena nos determos, por último, na estimação do modelo estrutural efetuada por Paula Pinto (1982). A equação de demanda apresenta uma elasticidade-renda externa cujo valor é superior a 2,0, em linha, portanto, com a experiência precedente. A elasticidade-preço da demanda de exportações é negativa e finita, conforme esperado, e pouco superior à unidade. Na equação de oferta, a variável que capta o efeito preço é decomposta em duas componentes: a taxa de câmbio real e a variável preço propriamente dita. Os coeficientes estimados para essas variáveis são 3,14 e 1,69, respectivamente, bastante superiores, portanto, às elasticidades-preço obtidas a partir de formas reduzidas ou de modelos uniequacionais de oferta. A variável de capacidade apresenta o sinal esperado, porém não é significativa.

Os resultados encontrados por Paula Pinto, as conclusões de Mussi sobre a necessidade de incorporar explicitamente o pressuposto de uma demanda externa menos que infinitamente elástica e a evidência de um ajuste pouco satisfatório de equações (de oferta) à la Cardoso & Dornbusch, particularmente a partir de 1978, sugerem a conveniência de se tentar estimar um modelo

to simultâneo. Este é o objetivo das próximas seções.

### 3. Estrutura Analítica

A menos de uma única alteração (relativa à variável que desloca a função de oferta), a estrutura formal dos modelos teóricos utilizados neste trabalho é essencialmente a mesma dos modelos "de equilíbrio" e "de desequilíbrio", estimados por Goldstein & Khan (1980) para o total das exportações de oito países industrializados. O primeiro modelo supõe que o processo de ajustamento de quantidades e preços a seus valores de equilíbrio completa-se durante a unidade de tempo de observação, ao passo que o segundo admite que esse ajustamento ocorra com alguma defasagem.

#### 3.1 Modelo de Equilíbrio

A demanda mundial das exportações brasileiras de manufaturados pode ser especificada da seguinte maneira, adotando-se a forma log-linear:

$$\log X_t^d = a_0 + a_1 \log \left( \frac{PX_t}{PXW_t} \right) + a_2 \log YW_t \quad (1)$$

onde

- $X_t^d$  = quantidade de exportações demandada;
- $PX_t$  = preço das exportações;
- $PXW_t$  = preço mundial das exportações; e
- $YW_t$  = renda mundial.

Devido à especificação logarítmica, as elasticidades-des-preço e renda são dadas diretamente por  $a_1$  e  $a_2$ . A expecta

tiva é de que  $\alpha_1 < 0$  e  $\alpha_2 > 0$ .

Por sua vez, a oferta de exportações pode ser especificada como:

$$\log X_t^S = \beta_0 + \beta_1 \log \left( \frac{PX_t}{P_t} \right) + \beta_2 \log U_t \quad (2)$$

onde:

$X_t^S$  = quantidade de exportações ofertada;

$PX_t$  = preço das exportações (em cruzeiros);

$P_t$  = índice de preços domésticos; e

$U_t$  = índice de utilização de capacidade.

A hipótese representada pela equação (2) é de que a elevação do preço das exportações vis-à-vis os preços internos aumenta a rentabilidade relativa das exportações, levando os exportadores a aumentar suas vendas externas.

A variável utilização de capacidade ( $U_t$ ) procura captar a influência do comportamento cíclico da demanda interna sobre a decisão de exportar: quanto menor esta demanda, refletida num baixo nível de atividade doméstica, maior seria o estímulo

---

5/ Naturalmente, como assinalam Goldstein & Khan (p.276), o sinal de  $\alpha_2$  poderia ser negativo caso a renda mundial estivesse mais associada com um crescimento mais rápido na produção do que no consumo de manufaturados importáveis, dado o caráter residual da demanda das exportações de um particular país. A hipótese usual, no entanto, é que esse efeito seja positivo.

lo ao redirecionamento das vendas para o mercado externo.<sup>6/</sup> Os sinais esperados dos coeficientes são, portanto,  $\beta_1 > 0$  e  $\beta_2 < 0$ .

A equação de oferta poderia ser estimada tal como em 3. Como, porém, o modelo será estimado simultaneamente, seria conveniente que as equações apresentassem as variáveis endógenas isoladas no primeiro membro, o que pode ser feito normalizando-se a equação para o preço das exportações:<sup>7/</sup>

$$\log PX_t = b_0 + b_1 \log X_t^S - b_2 \log U_t + b_3 \log P_t \quad (3)$$

onde:

$$b_0 = -\frac{\epsilon_0}{\epsilon_1}; \quad b_1 = \frac{1}{\epsilon_1}; \quad b_2 = -\frac{\epsilon_2}{\epsilon_1}; \quad e \quad b_3 = \frac{\epsilon_3}{\epsilon_1}$$

Uma vez que  $\epsilon_1 < 0$  e  $\epsilon_2 < 0$ , a expectativa é de que  $b_1 < 0$ ,  $b_2 < 0$  e  $b_3 > 0$ .

<sup>6/</sup> Ao invés de utilização de capacidade, a equação de oferta de Goldstein & Khan contém uma variável de capacidade potencial, indicando a preferência daqueles autores pelo aspecto de longo prazo, do crescimento da capacidade produtiva da economia sobre as exportações. A alteração aqui introduzida reflete não só um diferente julgamento quanto à relevância dos fatores explicativos das exportações brasileiras de manufaturados, como também a dificuldade de se estabelecer, no caso da recente industrialização brasileira, uma clara hipótese a respeito da predominância da associação do aumento de capacidade produtiva com a expansão das exportações ou com o crescimento do mercado doméstico. De qualquer modo, os modelos foram estimados com uma variável de capacidade potencial, e o resultado foi o aparecimento de um efeito significativo negativo, contrariando, portanto, a hipótese de Goldstein & Khan.

<sup>7/</sup> Esse procedimento não tem nenhuma implicação sobre as estimativas dos parâmetros, que são invariantes a esse tipo de operação quando se utiliza um método sistêmico de estimação [Goldstein & Khan (1978, p.276)].

As equações (1) e (3) compõem o modelo de equilíbrio, que será estimado simultaneamente, supondo-se  $X_t^d = X_t^s = X_t$  e independência dos termos estocásticos.

### 3.2 Modelo de Desequilíbrio

A hipótese de desequilíbrio do modelo é representada pelo seguinte mecanismo de ajustamento, sugerido por Houthakker & Taylor (1970):

$$\log X_t - \log X_{t-1} = \lambda \left[ \log X_t^d - \log X_{t-1} \right] \quad (4)$$

onde  $\lambda$  é o coeficiente de ajustamento.

Substituindo (1) em (4), obtém-se:

$$\log X_t = c_0 + c_1 \log \left( \frac{PX_t}{PNW_t} \right) + c_2 \log YW_t + c_3 \log X_{t-1} \quad (5)$$

onde:

$c_0 = \lambda a_0$ ,  $c_1 = \lambda a_1$ ,  $c_2 = \lambda a_2$  e  $c_3 = 1 - \lambda$ . Com base nos sinais previstos para  $a_1$ ,  $a_2$  e  $\lambda$ , espera-se que  $c_1 < 0$ ,  $c_2 > 0$  e  $c_3 > 0$ .

A defasagem temporal média do ajustamento das exportações, que é igual a  $\lambda^{-1}$ , também pode ser calculada a partir dos parâmetros da equação (5):

$$(1 - c_3)^{-1}$$

Da mesma forma que as quantidades foram consideradas ajustando-se ao excesso de demanda, os preços devem, corres



pondentemente, ajustar-se às condições de excesso de oferta:

$$\log PX_t - \log PX_{t-1} = \lambda \left[ \log X_{t-1} - \log X_t^S \right] \quad (6)$$

onde  $\lambda > 0$  é o coeficiente de ajustamento.

Substituindo (2) em (6) e resolvendo para  $PX_t$ , tem-se:

$$\log PX_t = d_0 + d_1 \log X_t + d_2 \log U_t + d_3 \log P_t + d_4 \log PX_{t-1} \quad (7)$$

onde:

$$d_0 = \frac{\lambda \beta_0}{1 + \lambda \beta_1}; \quad d_1 = \frac{\lambda}{1 + \lambda \beta_1}; \quad d_2 = \frac{-\lambda \beta_2}{1 + \lambda \beta_1}; \quad (8)$$

$$d_3 = \frac{\lambda \beta_1}{1 + \lambda \beta_1}; \quad e \quad d_4 = \frac{1}{1 + \lambda \beta_1}$$

Como  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$  e  $\lambda > 0$ , os sinais esperados desses parâmetros são:  $d_1 > 0$ ;  $d_2 > 0$ ;  $d_3 > 0$ ; e  $d_4 > 0$ .

As elasticidades-preço ( $\beta_1$ ) e com respeito à utilização da capacidade ( $\beta_2$ ), bem como a defasagem do ajustamento  $\left[ (\lambda)^{-1} \right]$ , podem ser obtidas resolvendo-se o sistema de equações (8).

### 3.3 Dados Utilizados

O modelo será estimado com dados anuais, para o período 1959/81, construídos da forma indicada a seguir.

A quantidade de manufaturados exportados ( $X_t$ ) foi medida pelo índice de quantum das exportações da indústria de transformação, calculado pela FGV.

O preço de exportação dos manufaturados ( $PX_t$ ) foi medido pelo índice de preços de exportação da indústria de transformação, em dólares, estimado também pela FGV.

A taxa de câmbio nominal ( $E_t$ ) foi utilizada, na equação de oferta, para transformar em cruzeiros o preço em dólares de exportação dos manufaturados. A série utilizada foi a do Banco Central.

O índice de preços domésticos ( $P_t$ ) está representado pelo índice de preços por atacado de produtos industrializados (conceito oferta global), calculado pela FGV.

Para o preço mundial das exportações de manufaturados ( $PXW_t$ ) foram utilizados dois índices alternativos: o índice de valor unitário das exportações dos países industrializados, publicado pelo International Financial Statistics (IFS), do Fundo Monetário Internacional, e o índice de valor unitário das exportações mundiais de manufaturados, publicado pelo Monthly Bulletin of Statistics, das Nações Unidas. O pressuposto implícito na escolha desses índices é de que os manufaturados brasileiros concorram com os dos países industrializados tanto nos seus respectivos mercados doméstico -- que absorveram em média 40 a 50% de nossas exportações desses produtos ao longo da década de 70 --, como em terceiros mercados.

O índice de incentivos fiscais à exportação ( $S_t$ ) foi construído alternativamente a partir das séries estimadas por Cardoso (1980) e Musalem (1981). O alongamento das séries procurou respeitar, até onde foi possível, os critérios utiliza

dos pelos respectivos autores. <sup>8/</sup>

O volume das importações mundiais foi utilizado como proxy da renda mundial ( $YW_t$ ). A série utilizada correspondeu ao índice de quantum das importações mundiais publicado pelo IFS.

A utilização de capacidade na indústria ( $U_t$ ) foi estimada pela razão entre o produto efetivo e o produto potencial. <sup>9/</sup> A série de produção industrial utilizada foi a da FGV.

#### 4. Resultados Empíricos

Os modelos simultâneos compostos pelas equações (1) - (3) e (5) - (7) foram estimados pelo método de mínimos quadrados em três estágios (3SLS), que é um método sistêmico de estimação,

<sup>8/</sup> A variável preço da equação de oferta assumiu, portanto, a forma  $(PX_t \cdot E_t \cdot S_t / P_t)$ .

<sup>9/</sup> A série do produto potencial foi gerada da seguinte forma:

$$Y_t^* = \theta_t Y_{t-1}^*$$

onde

$$\theta_t = \left[ \begin{array}{cc} \frac{Y_{t-1}}{Y_{t-2}} & \frac{Y_{t-2}}{Y_{t-3}} \end{array} \right]^{\frac{1}{2}}$$

sendo  $Y^*$  = produto potencial;  
 $Y$  = produto efetivo; e  
 $Y_0^* = Y_0$ .

Note-se que essa metodologia, sugerida por Ajax R.B. Moreira, torna o produto potencial sensível às flutuações do produto efetivo, com alguma defasagem. O critério parece particularmente conveniente à luz da performance da indústria de transformação no período mais recente.

superior àqueles de equação única -- de informação limitada (como o de mínimos quadrados em dois estágios, por exemplo -- pelo fato de usar toda a informação contida no sistema de equações, além de admitir a possibilidade de correlação contemporânea entre os erros das equações contidas no modelo, o que lhe assegura maior eficiência assintótica. <sup>10/</sup> Em contrapartida, o método 3SLS, além de ser mais exigente no que concerne ao tamanho da amostra, apresenta a desvantagem de gerar estimativas de parâmetros altamente sensíveis à ocorrência de erros de especificação do modelo, os quais se transmitem a todo o sistema.

Um segundo tipo de limitação (mais específica) do 3SLS decorre da existência de restrições não lineares nos parâmetros das equações do modelo de desequilíbrio. Neste caso, não garante que as estimativas dos parâmetros gozem das propriedades estatísticas desejáveis dos estimadores do modelo de regressão. Por essa razão, Goldstein & Khan estimaram o modelo de desequilíbrio através de um método não linear de máxima verossimilhança de informação completa (FIML).

Devido ao fato de não dispormos de semelhantes recursos computacionais, <sup>11/</sup> e ponderadas as considerações acima, optamos pelo emprego do 3SLS, o qual, por se tratar de um método sistêmico, permite, ainda, a normalização efetuada na equação de oferta, que coloca a variável endôgena apropriada no lado esquerdo da igualdade. <sup>12/</sup>

As Tabelas 2 e 3 resumem, respectivamente, os principais resultados da estimação dos modelos de equilíbrio e de de

<sup>10/</sup> Intriligator (1978, p.403). Os dois modelos foram também estimados por 2SLS, mas apresentaram resultados geralmente inferiores aos obtidos com 3SLS.

<sup>11/</sup> Foi utilizado o "pacote" Statistical Analysis System (SAS).

<sup>12/</sup> Ver nota nº 7.

TABELA 2

MODELO DE EQUILÍBRIO: - ESTIMATIVA PELO MÉTODO DE MÍNIMOS QUADRADOS EM TRÊS ESTÁGIOS - DADOS ANUAIS (1959/81)

$$\begin{aligned}
 2.1 \quad \log X_t &= -4,3795 - 0,8628 \log \frac{PX_t}{PXW_t} + 2,0080 \log YW_t \\
 &\quad (7,48)^a \quad (1,69)^d \quad (15,15)^a \\
 2.2 \quad \log PX_t &= 3,3092 + 0,3656 \log X_t + 0,8737 \log U_t + \log P_t \\
 &\quad (20,48)^a \quad (10,90)^a \quad (2,00)^c \\
 &\quad R^2 = 0,9933 \quad M.S.E. = 1,3103 \\
 2.3 \quad \log X_t &= -4,3948 - 0,8841 \log \frac{PX_t}{PXW_t} + 2,0116 \log YW_t \\
 &\quad (7,51)^a \quad (1,74)^c \quad (15,19)^a \\
 2.4 \quad \log PX_t &= 3,0921 + 0,4234 \log X_t + 0,7634 \log U_t + \log P_t \\
 &\quad (18,04)^a \quad (11,90)^a \quad (1,73)^c \\
 &\quad R^2 = 0,9925 \quad M.S.E. = 1,3477 \\
 2.5 \quad \log X_t &= -3,9186 - 0,2310 \log \frac{PX_t}{PXW_t} + 1,9018 \log YW_t \\
 &\quad (6,48)^a \quad (0,49) \quad (13,69)^a \\
 2.6 \quad \log PX_t &= 3,2968 + 0,3686 \log X_t + 0,8317 \log U_t + \log P_t \\
 &\quad (20,39)^a \quad (10,98)^a \quad (1,90)^c \\
 &\quad R^2 = 0,9935 \quad M.S.E. = 1,3366 \\
 2.7 \quad \log X_t &= -3,9642 - 0,2860 \log \frac{PX_t}{PXW_t} + 1,9127 \log YW_t \\
 &\quad (6,55)^a \quad (0,60) \quad (13,75)^a \\
 2.8 \quad \log PX_t &= 3,0811 + 0,4260 \log X_t + 0,7346 \log U_t + \log P_t \\
 &\quad (17,96)^a \quad (11,96)^a \quad (1,64)^d \\
 &\quad R^2 = 0,9927 \quad M.S.E. = 1,3814
 \end{aligned}$$

## Notas:

- (1) A variável  $PXW_t$  foi medida pelo índice de preço das exportações dos países industrializados, nas equações 2.1 e 2.3, e pelo valor unitário das exportações mundiais de manufaturados, nas equações 2.5 e 2.7. A variável  $PX_t$  inclui os subsídios creditícios, nas equações 2.4 e 2.8, e apenas os subsídios fiscais, nas equações 2.2 e 2.6.
- (2) O coeficiente de  $\log P_t$  foi restringido à unidade (ver texto).
- (3) As letras a, b, c e d indicam que os coeficientes de regressão são estatisticamente significativos a 1/5/10 e 20%, respectivamente. Os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student. Foram utilizados testes unilaterais, uma vez que está perfeitamente clara a relação esperada entre as variáveis do modelo. O coeficiente  $R^2$  corresponde a um teste F (aproximado) relativo a todos os parâmetros do modelo, exceto o intercepto.

MODELO DE DESEQUILÍBRIO: - ESTIMATIVA PELO MÉTODO DE  
MÍNIMOS QUADRADOS EM TRÊS ESTÁGIOS - DADOS ANUAIS (1959/81)

---

3.1	$\log X_t = -2,0384 - 0,4392 \log \frac{PX_t}{PXW_t} + 0,8321 \log YW_t + 0,6491 \log X_{t-1}$
	(2,93) <sup>a</sup> (1,39) <sup>d</sup> (3,00) <sup>a</sup> (4,85) <sup>a</sup>
3.2	$\log PX_t = 2,2379 + 0,3256 \log X_t + 0,0840 \log U + 0,6665 \log P_t + 0,3032 \log PX_{t-1}$
	(4,30) <sup>a</sup> (1,40) <sup>d</sup> (0,16) (3,96) <sup>a</sup> (1,49) <sup>a</sup>
	$R^2 = 0,9953$ M.S.E. = 1,3105
3.3	$\log X_t = -1,9772 - 0,3701 \log \frac{PX_t}{PXW_t} + 0,8158 \log YW_t + 0,6512 \log X_{t-1}$
	(2,85) <sup>b</sup> (1,18) (2,95) <sup>a</sup> (4,88) <sup>a</sup>
3.4	$\log PX_t = 1,8929 + 0,3812 \log X_t - 0,1500 \log U_t + 0,6127 \log P_t + 0,3436 \log PX_{t-1}$
	(3,79) <sup>a</sup> (1,39) (0,28) (3,42) <sup>a</sup> (1,51) <sup>d</sup>
	$R^2 = 0,9956$ M.S.E. = 1,3175
3.5	$\log X_t = -1,7819 - 0,2415 \log \frac{PX_t}{PXW_t} + 0,7438 \log YW_t + 0,6806 \log X_{t-1}$
	(2,68) <sup>b</sup> (0,86) (2,78) <sup>b</sup> (5,16) <sup>a</sup>
3.6	$\log PX_t = 2,2327 + 0,3495 \log X_t + 0,0350 \log U_t + 0,6717 \log P_t + 0,2894 \log PX_{t-1}$
	(4,30) <sup>a</sup> (1,48) <sup>d</sup> (0,07) (3,99) <sup>a</sup> (1,41) <sup>d</sup>
	$R^2 = 0,9955$ M.S.E. = 1,3147
3.7	$\log X_t = 1,7449 - 0,1853 \log \frac{PX_t}{PXW_t} + 0,7377 \log YW_t + 0,6776 \log X_{t-1}$
	(2,64) <sup>b</sup> (0,67) (2,77) <sup>b</sup> (5,15) <sup>a</sup>
3.8	$\log PX_t = 1,9000 + 0,4067 \log X_t - 0,1941 \log U_t + 0,6228 \log P_t + 0,3251 \log PX_{t-1}$
	(3,81) <sup>a</sup> (1,46) <sup>d</sup> (0,37) (0,47) <sup>a</sup> (1,41) <sup>d</sup>
	$R^2 = 0,9958$ M.S.E. = 1,3215

---

## Notas:

- (1) A variável  $PXW_t$  foi medida pelo índice de preço das exportações dos países industrializados, nas equações 3.1 e 3.3 e pelo valor unitário das exportações mundiais de manufaturados, nas equações 3.5 e 3.7. A variável  $PX_t$  inclui os subsídios creditícios nas equações 3.4 e 3.8, e apenas os subsídios fiscais, nas equações 3.2 e 3.6.
- (2) As letras a, b, c e d indicam que os coeficientes de regressão são estatisticamente significativos a 1/5/10 e 20%, respectivamente. Os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student. Foram utilizados testes unilaterais, uma vez que está perfeitamente clara a relação entre as variáveis do modelo. O coeficiente  $R^2$  correspondente a um teste F (aproximado) relativo a todos os parâmetros do modelo, exceto o intercepto.

seu equilíbrio, com dados anuais, para o período 1959/81. <sup>13/</sup> Cada modelo é estimado em quatro combinações alternativas, que se distinguem pela forma como foram construídos os preços relativos — variáveis em que estamos, fundamentalmente, interessados (ver Subseção 3.3 e nota 1 das Tabelas 2 e 3).

Na estimação do modelo de equilíbrio, os coeficientes de regressão apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significativos, à exceção do coeficiente de  $PX_t/PXW_t$  nas equações 2.5 e 2.7. Na equação de oferta do modelo de equilíbrio, o valor do parâmetro  $b_3$  foi restringido à unidade, como sugere a normalização da equação (3). <sup>14/</sup>

As estimativas dos parâmetros do modelo de desequilíbrio não são tão boas quanto as do modelo anterior, mas, ainda assim, são comparáveis aos resultados obtidos por Goldstein & Khan, com uma especificação semelhante. A performance inferior do modelo de desequilíbrio (em relação ao de equilíbrio) está localizada na variável  $U_t$ , cujos coeficientes são todos estatisticamente nulos, e novamente na variável  $PX_t/PXW_t$ , cujo coeficiente só aparece significativamente diferente de zero (ao nível de 20%) na equação 3.1. A decisão de apresentar os resultados das duas estimações deve-se também ao fato de que apenas o modelo de desequilíbrio permite o exame de algumas questões de interesse, como se verá mais adiante.

Os melhores resultados, tanto no modelo de equilíbrio (equações 2.1 e 2.2) quanto no de desequilíbrio (equações 3.1 e 3.2), correspondem à mensuração dos preços internacionais ( $PXW_t$ ) pelo índice de preço das exportações dos países industria-

<sup>13/</sup> Os modelos também foram estimados com dados trimestrais, os quais, no entanto, não produziram resultados satisfatórios.

<sup>14/</sup> Lundborg (1981), que estimou o modelo de equilíbrio para a Suécia, obteve uma elasticidade-preço de oferta negativa, antes de impor essa restrição.

lizados e à definição do preço das exportações ( $PX_t$ ) -- apenas nas equações de oferta incluindo os subsídios fiscais e excluindo os creditícios. 15/

Como se pode inferir dos valores assumidos pelo coeficiente de determinação ( $R^2$ ), ambos os modelos constituem especificações bastante satisfatórias do comportamento das exportações brasileiras de manufaturados. 16/ Em particular, a significação estatística do coeficiente da variável defasada, no modelo de desequilíbrio, comprova o ajustamento dinâmico de preços e quantidades.

Apesar de os resultados da estimação dos dois modelos se terem revelado bastante razoáveis, convém alertar para a existência de dois problemas comuns a este tipo de exercício e cuja presença não foi possível remover: a multicolinearidade e a correlação serial dos resíduos. O primeiro está refletido em coeficientes de correlação simples relativamente elevados entre alguns pares de variáveis explicativas, e o segundo nos baixos valores assumidos pela estatística de Durbin-Watson ("h" de Durbin, no caso do modelo de desequilíbrio), produzidos no segundo

---

15/ Dada a óbvia importância dos subsídios creditícios para a promoção das exportações, esse resultado só pode ser explicado pela precariedade de sua mensuração. Aliás, é precisamente quando  $PX_t$  inclui os subsídios creditícios que o sinal de  $U_t$  aparece invertido.

16/ O coeficiente  $R^2$  fornecido diretamente pelo SAS corresponde a um teste F (aproximado) relativo a todos os parâmetros do modelo, exceto o intercepto. Sobre o significado (e a impropriedade) do uso do coeficiente de determinação aplicado individualmente sobre as equações de um modelo simultâneo, ver Dhrymes (1974, pp. 240-63).



estágio da estimação. <sup>17/</sup>

A Tabela 4 apresenta as elasticidades-preço e renda da demanda de curto e longo prazos. As elasticidades fornecidas pelo modelo de equilíbrio (correspondentes às equações 2.1 e 2.3) são pouco sensíveis à forma como foram medidos os preços internacionais, mas diferem significativamente daquelas calculadas a partir do modelo de desequilíbrio. As estimativas do primeiro modelo sugerem uma demanda inelástica, de tal forma que uma diminuição de 1% no preço relativo relevante induziria um aumento na demanda das exportações brasileiras de manufaturados de pouco menos de 0,9%, no mesmo ano. Por sua vez, a equação 3.1 fornece uma estimativa mais de conformidade com o que se poderia esperar a priori: uma demanda elástica, porém finita. Em resposta a uma redução de 1% no preço, a demanda aumentaria 1,25% no mesmo ano, o que corresponderia a apenas 35% (ver Tabela 6) do efeito total a ser transmitido à quantidade demandada. Ao cabo de dois anos e 10 meses, aproximadamente, a variação na quantidade alcançaria 3,56%. A mesma interpretação pode ser feita com respeito às estimativas da elasticidade-renda, cujos valores, relativamente elevados, parecem refletir adequadamente o efeito da renda mundial sobre as exportações brasileiras no passado recente. Cabe notar que as elasticidades de curto prazo estão bastante próximas dos valores obtidos por Paula Pinto (1982), na única tentativa anterior de estimação de uma equação de demanda das exportações de manufaturados brasileiros (ver Tabela 1).

<sup>17/</sup> No que concerne à multicolinearidade, não foi possível aplicar nenhum dos métodos convencionais de correção: não havia conhecimento a priori sobre os coeficientes, nem a possibilidade de eliminar variáveis sem incorrer em erro (possivelmente mais sério) de especificação do modelo. Quanto à correlação serial, o "pacote" estatístico utilizado não dispõe, para a estimação de um modelo simultâneo, de um método iterativo do tipo Cochrane-Orcutt para a transformação das variáveis. As tentativas de estimar os modelos em primeira diferença, ou, ainda, transformando as variáveis com um coeficiente de autocorrelação de primeira ordem médio das duas equações (gerado no segundo estágio de estimação), também não apresentaram resultados satisfatórios.

TABELA 4

## ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA DA DEMANDA DAS EXPORTAÇÕES DE MANUFATURADOS

Equações	Elasticidade-Preço		Elasticidade-Renda	
	Curto Prazo	Longo Prazo *	Curto Prazo	Longo Prazo *
2.1	-	-0,86	-	2,01
2.3	-	-0,88	-	2,01
2.5	-	n.s.	-	1,90
2.7	-	n.s.	-	1,91
3.1	-1,25	-3,56	2,37	6,75
3.3	n.s.	n.s.	2,32	6,63
3.5	n.s.	n.s.	2,32	7,26
3.7	n.s.	n.s.	2,30	7,19

Fontes: Tabelas 2 e 3.

\* A rigor, apenas o modelo de desequilíbrio permite a distinção entre os efeitos de curto e longo prazos.

n.s. = Os coeficientes de regressão não são significativamente diferentes de zero.

As estimativas das elasticidades-preço e com respeito à utilização de capacidade da oferta de exportações (Tabela 5), <sup>18/</sup> da mesma forma que as correspondentes à equação de demanda, são mais elevadas que as obtidas por Goldstein & Khan, como, aliás, se deveria esperar pelo fato de esses autores utilizarem dados trimestrais e aplicarem o modelo a economias com um grau de abertura maior que o da Brasileira. <sup>19/</sup>

Pelas várias razões expostas na Seção 2 - especificação do modelo, período analisado, construção de variáveis, método de estimação, etc. -, que distinguem este trabalho de outros feitos para o Brasil, deixa de ser incluída uma análise comparativa com esses resultados.

Cabe, apenas, chamar a atenção para o fato de que nossas estimativas de elasticidades são geralmente superiores aos valores correspondentes ao "consenso na profissão", estabelecido a partir das estimações revistas na Seção 2. É intuitivo que estimações de formas reduzidas gerem parâmetros inferiores aos verdadeiros conceitos das elasticidades relevantes.

A variável de utilização de capacidade só apresentou coeficiente significativo no modelo de equilíbrio e parece ter um efeito isolado importante sobre as exportações: uma queda de 1% no nível de atividade do setor industrial pode expandir a oferta de exportações de manufaturados em mais de 3%, durante o período de um ano.

---

<sup>18/</sup> O sistema de equações (8) é sobredeterminado e, portanto, não gera valores únicos para as variáveis envolvidas. Contudo, testes realizados para verificar a sensibilidade das estimativas às distintas formas de resolução do sistema não evidenciaram diferenças significativas.

<sup>19/</sup> É plausível que, quanto menor for o tamanho relativo do setor exportador na economia, mais fácil será redirecionar recursos para aumentar as exportações e, portanto, maior a elasticidade-preço de oferta.

ELASTICIDADES-PREÇO E COM RESPEITO À UTILIZAÇÃO DE  
CAPACIDADE DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE MANUFATURADOS

Equações	Elasticidade-Preço		Elasticidade com Respeito à Utilização de Capacidade	
	Curto Prazo	Longo Prazo*	Curto Prazo	Longo Prazo*
2.2	-	2,74	-	-3,14
2.4	-	2,36	-	-3,09
2.6	-	2,71	-	-3,26
2.8	-	2,35	-	-3,20
3.2	2,05	3,03	n.s.	n.s.
3.4	1,61	2,45	n.s.	n.s.
3.6	1,92	3,14	n.s.	n.s.
3.8	1,53	2,27	n.s.	n.s.

Fontes: Tabelas 2 e 3.

\* A rigor, apenas o modelo de desequilíbrio permite a distinção entre os efeitos de curto e longo prazos.

n.s. = Os coeficientes de regressão não são significativamente diferentes de zero.

No caso do modelo de desequilíbrio, ainda de conformidade com Goldstein & Khan (1978, p. 284), foi examinada a condição de estabilidade dinâmica, i.e., se preço e quantidade ten  
dem para o equilíbrio ao longo do tempo. Isso pode ser feito calculando-se as raízes da equação característica do sistema ho  
mogêneo de primeira ordem formado pela parte endôgena do modelo estrutural:

$$\log X_t - \hat{\gamma} \hat{\beta}_1 \log PX_t - (1 - \hat{\gamma}) \log X_{t-1} \quad (9)$$

$$\log PX_t - \frac{\hat{\lambda}}{1 + \hat{\lambda} \hat{\beta}_1} \log X_t - \frac{1}{1 + \hat{\lambda} \hat{\beta}_1} \log PX_{t-1} = 0 \quad (10)$$

Para que o movimento seja convergente, a condição necessária e suficiente é que os módulos das raízes características, reais ou complexas, sejam menores que a unidade. <sup>20/</sup> Os re  
sultados apresentados na Tabela 6 garantem a estabilidade dinâ  
mica do modelo.

A Tabela 6 inclui, ainda, as estimativas do tempo médio de convergência (obtidas a partir dos módulos das raízes características) da combinação preço-quantidade para a posição de equilíbrio, em consequência de qualquer deslocamento produzido pelas variáveis exógenas do modelo, que varia de 1,48 a 3,71 (com média pouco superior a dois anos). Essa duração se distin  
gue dos tempos médios de ajustamento isolados de quantidade e preço sugeridos (implicitamente) pelos coeficientes de ajustamento  $\gamma$  e  $\lambda$ , respectivamente, pelo fato de refletirem o deslocamen  
to dinâmico da combinação dessas duas variáveis para a nova posi  
ção de equilíbrio, que também se move ao longo do tempo.

Por último, vale a pena explorar algumas implica

<sup>20/</sup> Ver Gandolfo (1971, pp. 56-8).

TABELA 6

MODELO DE DESEQUILÍBRIO: AJUSTAMENTO DE QUANTIDADE E DE PREÇOS, RAÍZES CARACTERÍSTICAS E TEMPO MÉDIO DE CONVERGÊNCIA PARA O EQUILÍBRIO

Equações	Ajustamento de Quantidades		Ajustamento de Preços		Raízes Características			Tempo Médio de Convergência para o Equilíbrio
	Coefficiente de Ajustamento ( $\gamma$ )	Tempo Médio de Ajustamento. ( $\gamma$ ) <sup>-1</sup>	Coefficiente de Ajustamento. ( $\lambda$ )	Tempo Médio de Ajustamento. ( $\lambda$ ) <sup>-1</sup>	Real	Imaginária	Módulo	
3.1	0,35	2,85	-	-	-	-	-	-
3.3	0,35	2,85	-	-	-	-	-	-
3.5	0,32	3,12	-	-	-	-	-	-
3.7	0,32	3,10	-	-	-	-	-	-
3.2	-	-	1,07	0,93	-	-	-	-
3.4	-	-	1,1	0,90	-	-	-	-
3.6	-	-	1,21	0,83	-	-	-	-
3.8	-	-	1,25	0,80	-	-	-	-
3.1 e 3.2	-	-	-	-	-0,4537	-	0,4537	2,20
					-0,3795	-	0,3795	2,64
3.3 e 3.4	-	-	-	-	-0,1900	± 0,0061	0,4428	2,26
3.5 e 3.6	-	-	-	-	-0,6755	-	0,6755	1,48
					0,2689	-	0,2689	3,71
3.7 e 3.8	-	-	-	-	-0,5780	-	0,5780	1,73
					-0,3544	-	0,3544	2,82

Fonte: Tabela 3.

ções do modelo, bem como dos resultados de sua estimação. Tome mos o caso de uma desvalorização real da taxa de câmbio, não ape nas pela sua relevância em termos de política econômica, mas principalmente porque nos permite operar com as elasticidades-preço da oferta e da demanda de exportações, cuja estimativa constituiu um dos principais objetivos do trabalho.

Resolvendo o modelo teórico de equilíbrio — equa ções (1) e (2) — para  $\log PX_t$  e diferenciando, obtemos: <sup>21/</sup>

$$d \log PX_t = \frac{\beta_1}{\alpha_1 - \beta_1} \cdot d \log \left( \frac{E_t}{P_t} \right) \quad (11)$$

o que nos dá a variação no preço de equilíbrio. Por seu turno, a variação nas quantidades é dada por:

$$d \log X_t = \frac{\alpha_1 \beta_1}{\alpha_1 - \beta_1} \cdot d \log \left( \frac{E_t}{P_t} \right) \quad (12)$$

Utilizando-se os resultados do modelo de desequilí brio — equações 3.1 e 3.2 —, verifica-se que, no curto prazo (período de um ano), uma desvalorização real de 10% leva, cete- ris paribus, a uma redução do preço em dólares dos manufaturados brasileiros de 6,2% (os restantes 3,8% são absorvidos pelo expor tador) e a um incremento das quantidades exportadas de 7,7%. O efeito líquido da desvalorização sobre a receita de exportações, descontado o termo de interação, é um acréscimo de apenas 1,1%.

No longo prazo (dois anos e meio), a desvalorização real de 10% implica uma queda de 4,6% nos preços (ficando 5,4%

---

<sup>21/</sup> Esta expressão corresponde à conhecida fórmula da incidência (sobre o consumidor) de um subsídio, na análise de equilí brio parcial, em termos das elasticidades-preço de demanda e de oferta.

com o exportador), um aumento de 16,4% nas quantidades exportadas e um acréscimo de 11,0% na receita de exportações.

Note-se que a elasticidade-preço da receita no longo prazo assume o valor 1,1, em linha, portanto, com a elasticidade-preço de oferta -- a rigor, a elasticidade em relação à razão quantum exportado/produto industrial --, obtida nas regressões de Cardoso & Dornbusch (1980), Musalem (1981) e Lopes & Lara Resende (1981), que ignoram qualquer efeito sobre o preço, o que as torna comparáveis. As principais diferenças ficam por conta das elasticidades de curto prazo, a dinâmica do ajuste e o tempo de convergência para o equilíbrio.

O modelo prevê, portanto, um efeito pouco significativo da desvalorização real no curto prazo, como resultado das distintas velocidades de ajustamento de preços e de quantidades, e de uma demanda externa pouco elástica. No curto prazo, a maior velocidade no ajustamento dos preços é apenas compensada pelo incremento nas quantidades exportadas. O efeito da desvalorização real ao longo do tempo seria, portanto, descrito por uma curva "J". Esses resultados, aliados às elasticidades de demanda de importações obtidas por Abreu & Horta (1982), forneceriam apoio empírico ao conhecido argumento, desenvolvido em diversos modelos teóricos, de que o impacto inicial de uma desvalorização real sobre a balança comercial atua principalmente via redução das importações, e não via expansão das exportações.

## 5. Conclusões

Os estudos anteriores sobre o comportamento das exportações brasileiras de manufaturados consistiram, essencialmente, em estimações de funções de oferta (onde a elasticidade-preço da demanda era suposta infinitamente elástica, com base na hipótese de "país pequeno") ou de formas reduzidas de modelos estruturais, nem sempre explicitados. Com isso, não foi possível



dar um tratamento adequado ao papel da renda mundial e, ao mesmo tempo, recuperar as elasticidades-preço da oferta de exportações. Esse problema foi reconhecido pelos autores de alguns desses estudos, que sugeriram a conveniência de uma abordagem simultânea.

O objetivo central deste trabalho foi precisamente estimar um modelo simultâneo, que leve em conta, explicitamente, a possibilidade de uma relação simultânea de quantidade e preço nas exportações de manufaturados. O modelo foi especificado admitindo-se o ajustamento ocorrendo instantaneamente e, também, com uma defasagem distribuída no tempo. Em ambos os casos, foi utilizado o método de mínimos quadrados em três estágios, com dados anuais para o período 1959/81, e os resultados encontrados foram bastante satisfatórios.

Pôde-se constatar que a demanda mundial das exportações brasileiras de manufaturados é bastante sensível tanto a variação de preço como, principalmente, a variação de renda. Em particular, pôde-se confirmar a impropriedade de se tratar a demanda externa como infinitamente elástica.

No que concerne à oferta de exportações, foi possível obter estimativas razoavelmente consistentes da elasticidade-preço, que podem ser interpretadas em seu verdadeiro conceito teórico. O efeito da utilização da capacidade foi igualmente estimado e é bastante expressivo.

Para exemplificar as possibilidades de aplicação do modelo, foi examinado o efeito de uma desvalorização real da taxa de câmbio sobre a balança comercial, no contexto de equilíbrio parcial. Com base nas estimativas das elasticidades-preço de demanda e de oferta e nas distintas velocidades de ajustamento de preços e de quantidades (de curto e longo prazos), foi possível calcular que uma desvalorização real de 10% permitiria, no prazo de um ano, uma redução de 6,2% no preço em dólares dos manufaturados brasileiros e um incremento de 7,7% nas quantidades exportadas. A receita aumentaria em apenas 1,1%. No longo pra

zo (dois anos e meio), entretanto, o efeito seria significativo: a receita de exportações se elevaria em 11%, como consequência de uma queda de 4,6% nos preços (o exportador reteria, portanto, 5,4%), compensada por um aumento de 16,4% nas quantidades. Naturalmente, esses resultados devem ser interpretados com cautela, não somente tendo em vista o caráter aproximativo das estimativas, como, principalmente, por dependerem, criticamente, da possibilidade de se promoverem desvalorizações reais da taxa de câmbio, o que implica o rompimento do mecanismo de transmissão de pressões altistas sobre os preços internos, produzidas pela própria alteração da taxa de câmbio.

## B I B L I O G R A F I A

- Ø ABREU, M. de P., e HORTA, M.H.T.T. Demanda de Importações no Brasil, 1960-1980: Estimacões Agregadas e Desagregadas por Categoria de Uso e Projeções para 1982. Texto para Discussão Interna, 48. IPEA/INPES, 1982.
- Ø ASSIS, M. P. A Estrutura e o Mecanismo de Transmissão do Modelo Macroeconômico para o Brasil. IPEA/INPES, mimeo, 1981.
- × CARDOSO, E. "Incentivos às Exportações de Manufaturados: Série Histórica". Revista Brasileira de Economia, vol. 34, nº 2, 1980.
- Ø CARDOSO, E. e DORNBUSCH, R. "Uma Equação para as Exportações Brasileiras de Manufaturados". Revista Brasileira de Economia, vol. 34, nº 3, 1980.
- × CARVALHO, J.L., e HADDAD, C.S. Estratégias Comerciais e Absorcão de Mão-de-Obra no Brasil. Série Pesquisas EPGE, 1. Editora da Fundação Getulio Vargas, 1980, (Versão preliminar, mimeo, 1978).
- × DE LA CAL, M.S. Uma Análise Econométrica da Balança Comercial Brasileira: 1965-1979. Dissertação de Mestrado não publicada. UFF, 1981.
- DERYMES, P.J. Econometrics - Statistical Foundations and Applications. New York, Springer-Verlag, 1974.
- Ø DOELLINGER, C.von, et alii. Exportações Dinâmicas Brasileiras. IPEA/INPES, Relatório de Pesquisa nº 2, 1971.
- GANDOLFO, G. Mathematical Methods and Models in Economic Dynamics. Amsterdam, North-Holland Publishing Co., 1971.

- X GOLDSTEIN, M., e KHAN, M.S. "The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach". The Review of Economics and Statistics, vol. 60, nº 2, 1978.
- HOUTHAKKER, H.S., e TAYLOR, L.D. Consumer Demand in the United States. Cambridge, Mass., Harvard University Press, 2nd edition, 1970.
- INTRILIGATOR, M.D. Econometric Models, Techniques & Applications. Englewood Cliffs, Prentice-Hall, Inc., 1978.
- O LOPES, F.L. e LARA RESENDE, A. Inflação e Balanço de Pagamentos: Uma Análise Quantitativa das Opções de Política Econômica. PUC/RJ, Relatório de Pesquisa, 1. 1981.
- O LEMGRUBER, A.C. "O Balanço de Pagamentos do Brasil: Uma Análise Quantitativa". Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 6, nº 2, 1976
- X LUNDBORG, P. "The Elasticities of Supply and Demand for Swedish Exports in a Simultaneous Model". Scandinavian Journal of Economics, vol. 83, nº 3, 1981.
- X MARKWALD, R.A. Estimação de Equações de Oferta Desagregadas para o Brasil, 1960-1980. IPEA/INPES, mimeo, 1981.
- X MUSALEM, A.R. "Política de Subsídios e Exportações de Manufaturados no Brasil". Revista Brasileira de Economia, vol. 35, nº 1, 1981.
- X MUSSI, C.H.F. Fatores de Demanda nas Exportações de Manufatura dos Brasileiros. Dissertação de Mestrado não publicada. PUC/RJ, 1982.
- X PAULA PINTO, M.B. "O Crescimento das Exportações Brasileiras de Manufaturados, 1954-1974". Estudos Econômicos, vol. 10, nº 3, 1980, (Versão preliminar, mimeo, 1979.

- ~~X~~ ----- . Política Cambial, Política Salarial e o Potencial das Exportações de Manufaturados. Relatório PNPE, mimeo, 1982.
- X REIS, E.J. Estimação de Equações de Exportações. IPEA/INPES, mimeo, 1979.
- O SUPPLY, E.M. Os Efeitos das Minidesvalorizações na Economia Brasileira. Rio de Janeiro, Editora da Fundação Getulio Vargas, 1976.
- TYLER, W.G. Manufactured Export Expansion and Industrialization in Brazil. Tübingen, Kieler Studien, nº 134, 1976.
- WEFA (Wharton Econometric Forecasts Associates). The Brazilian Econometric Model Version III. Philadelphia, University of Pennsylvania, 1978.