

# Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo \*

HELSON C. BRAGA \*\*  
RICARDO A. MARKWALD \*\*\*

*Este trabalho representa uma tentativa de estimação simultânea de um modelo de oferta e de demanda das exportações de produtos manufaturados, com base em observações anuais correspondentes ao período 1959/81. O trabalho empírico é precedido de uma resenha crítica da literatura, visando sistematizar as tentativas precedentes e apontar as suas limitações. É apresentada também a estrutura analítica dos modelos de equilíbrio e de desequilíbrio, posteriormente estimados. Os resultados obtidos foram bastante satisfatórios, evidenciando a propriedade do enfoque adotado, o qual, além de permitir recuperar as elasticidades-preço, renda mundial e de utilização da capacidade, fornece algumas indicações sobre o processo dinâmico de ajustamento de preços e quantidades.*

## I — 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

\* 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, bem como a um leitor anônimo desta revista, pelas valiosas críticas e sugestões a uma versão anterior deste trabalho. Marcia P. P. A. Bigarel foi extremamente eficiente no apoio computacional.

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

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

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.

Em conseqüência, 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.

<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 e 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.

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 mundial pelas exportações de um país possa ser satisfeita sem um aumento no preço, pelo menos no curto prazo” [Goldstein e 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 econômicos 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 seção, 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 Doellinger *et alii* (1971), Tyler (1976), Suplicy (1976), Lemgruber (1976), Carvalho e Haddad (1978), WEFA — Wharton Econometric Forecasts Ass. (1978), Paula Pinto (1979 e 1982), Reis (1979), Cardoso e Dornbusch (1980), Lopes e Lara Resende (1981), 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 existe 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 de uma ou outra forma de estimação tem, obviamente, suas implicações. Ao estimar uma equação estrutural de oferta de exportações está-se 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 *et alii* (1971), Tyler (1976), Reis (1979), Cardoso e Dornbusch (1980), Lopes e Lara Resende (1981), 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 incluírem variáveis de demanda como resultado de especificações *ad hoc* ou de estimações de formas reduzidas de modelos estruturais explícitos [Lemgruber (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, assinalando 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 expressivos, como é o caso de Cardoso e 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 independentem, 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 cabe incluir sob a denominação de “produtos manufaturados”. Os trabalhos mais antigos [Doellinger *et alii* (1971) e Tyler (1976)] 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).

O problema de especificação da variável dependente, que é uma decorrência das dificuldades acima mencionadas, relativas à sua quantificação, foi contornado por Cardoso e 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 esti-

<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.

mações 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 frequentemente reunidas sob a forma de uma variável composta, do tipo:

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

onde:

- $E$  = taxa de câmbio nominal;
- $P$  = índice de preços domésticos;
- $P^*$  = índice de preços externos; e
- $s$  = taxa de subsídios.

Admitem, ainda, decomposições diversas, do tipo:

$$E.P*/P \text{ e } (1+s)$$

ou:

$$E/P \text{ e } P*(1+s)$$

ou:

$$E/P, P^* \text{ e } (1+s)$$

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 se racionaliza 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\$/US\$ 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 [cf. 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 [cf. Paula Pinto (1979)].

O efeito preço aparece desdobrado em elasticidades-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.

<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.

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 e 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 induzir 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 con-

tribui 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 [cf., por exemplo, Cardoso e 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 capacidade 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 e 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 do 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 freqüência 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 *et alii* (1977), Tyler (1976), Suplicy (1976), Carvalho e Haddad (1978), De La Cal (1981) e Assis (1981)]. As regressões que utilizaram o índice de *quantum* [Lemgruber (1976), Reis (1979), Paulá Pinto (1979 e 1982) e Mussi (1982)] resultaram em estimativas sempre inferiores à unidade e

TABELA I

## Estimações de oferta e demanda das exportações de produtos manufaturados

Autores	Períodos	Dados	Métodos	Regressões	R <sup>2</sup>	DW	Observações
Doellinger et alii (1971)	1963/68	Trimestrais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{D} = 3,82 + 0,63 \log (E.S/P_t) + 1,48 \log Y_t - 2,31 \log U_t - 0,74 D$ (*)	0,91	1,97	Dummy para os 1.º, 2.º, 3.º e 4.º trimestres de 1963 e o 1.º trimestre de 1964
	1963/68	Anuais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{D} = 4,26 + 1,22 \log (E/P_t) + 1,39 \log Y_t - 2,71 \log U_t$ (*)	0,89	0,71	
Tyler (1976)	1963/72	Trimestrais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{D} = -1,28 + 1,33 \log (E.P_w.S/P_t)_{t-\lambda} + 0,58 \log Y_t - 0,50 \log U_t^2 + 0,63 \log \bar{X}\bar{D}_{t-\lambda}$ (*)	0,85	1,23	$t \cdot \lambda = [(t-2) + (t-1)]/2$
	1963/72	Trimestrais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{D} = -0,70 + 1,44 \log (E.P_w/P_t)_{t-\lambda} + 2,40 \log S_{t-\lambda} - 0,31 \log U_t^2 + 0,67 \log \bar{X}\bar{D}_{t-\lambda}$ (*)	0,94	1,35	
Suplicy (1976)	1964/72	Trimestrais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{D} = -21,84 + 0,97 \log (E.P_w/P_t) + 0,86 \log S_t + 2,37 \log M_w + 0,0004 U_3$ (*)	0,91	1,12	Eliminada a observação do 2.º trimestre de 1964
	1964/72	Trimestrais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{D} = -16,06 + 1,03 \log (E.P_w.S/P_t)_{t-1} + 1,91 \log M_w + 0,001 U_3$ (*)	0,92	1,13	
Leongrubber (1976)	1965/73	Anuais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{Q} = s/d - 0,68 \log (P/E.P_t) + 2,53 \log Y_w$ (*)	0,94	2,34	
Carvalho e Haddad (1978)	1955/74	Anuais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{D} = -10,61 + 1,05 \log (E.P_w/(1-s).P) + 2,92 \log M_w - 0,76 \log Y - 0,73 U - 0,0001 V$ (*)	0,99	1,72	
	1955/74	Anuais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{D} = -11,25 + 1,25 \log (E.P_w/P_t) - 0,58 \log S + 2,82 \log M_w - 1,20 \log Y - 0,580 - 0,0002 V$ (*)	0,99	1,58	
WEFA (1978)	1959/75	Anuais	OLSQ	$\log \bar{X}\bar{C} = -9,34 - 0,47 \log (E.P_t^2/P_t) + 2,86 \log M_w - 1,06 \log U$ (*)	0,97	2,05	
Paula Pinto (1979)	1954/74	Anuais	OLSQ	$\log (X\bar{Q}/Y_t) = s/d + 1,43 \log (E.P_t^2/P_w) + 0,23 \log W + 0,84 \log X\bar{Y} + 0,81 \log U$ (*)	0,84	2,33	Mínimos quadrados ordinários restritos
	1954/74	Anuais	OLSQ	$\log X\bar{Q} = s/d + 0,32 \log (E.P_t^2/P_w) + 0,54 \log W - 0,04 \log X\bar{Y} + 2,01 \log Y_t^2$ (*)	0,94	2,33	
Reis (1979)	1959/78	Anuais	CORC	$\log X\bar{Q} = 1,35 + 0,45 \log (E.P_t^2/P_t) + 2,40 \log Y_w$ (*)	0,82	1,87	CORC = OLSQ combinado com a técnica de Cochrane-Oreut
	1959/78	Anuais	OLSQ	$\log X\bar{Q} = 1,61 + 0,47 \log (E.P_t^2/P_t) + 2,14 \log Y_w + 0,72 \log U$ (*)	0,94	1,32	

Cardoso e Dorribusch (1980)	1980/77 Anuais	CORC	$\log(XQ/YI) = 0,83 + 0,83 \log(E.P.I^2/S/PI) - 0,016 U^4$ (*)	0,78	1,79	
	1961/77 Anuais	CORC	$\log(XQ/YI) = -0,44 + 0,51 \log(E.P.I^2/S/PI) - 0,012 U^4 + 0,51 \log(XQ/YI) - 1$ (*)	0,88	2,10	
Musalem (1981)	1950/78 Anuais	CORC	$\log(XQ/YI) = -3,8 + 0,79 \log(E.P.I^2/S/PI) - 0,016 U^4$ (*)	0,81	1,68	
	1960/78 Anuais	CORC	$\log(XQ/YI) = -2,21 + 0,46 \log(E.P.I^2/S/PI) - 0,012 U^4 + 0,53 \log(XQ/YI) - 1$ (*)	0,80	s/d	
Lopes e Lara, Resende (1981)	1965/78 Anuais	CORC	$\log(XQ/YI) = -2,55 + 0,51 \log(E.P.I^2/S/PI) + 1,83 U^5 + 0,55 \log(XQ/YI) - 1$ s/d	s/d	s/d	
De La Cal (1981)	1965/79 Anuais	OLSQ	$\log \bar{XD} = -22,18 + 1,64 \log(E.P.I^2/P) + 0,08 \log S + 3,47 \log Y^w$ (*)	0,99	1,58	Dummy para o período 1974/79
	1965/79 Anuais	OLSQ	$\log \bar{XD} = -20,69 + 1,11 \log(E.P.I^2/S/PI) + 3,30 \log Y^w + 0,37 D$ (*)	0,89	2,12	
Assis (1981)	1960/79 Anuais	OLSQ	$\log \bar{XD} = -7,67 + 0,98 \log(E.P.w.S/PI) + 0,36 \log Y^w + 0,1 T + 0,50 \log(XD) - 1$ (*)	0,99	1,87	
Markwald (1981)	1964/80 Anuais	OLSQ	$\log XDN = -3,32 + 0,83 \log(E.P.I^2/S/PI) + 3,02 \log Y - 2,27 U$ (*)	0,99	1,63	
	1961/80 Anuais	CORC	$\log(XQ/YI) = 4,45 + 0,87 \log(E.P.I^2/S/PI) - 1,18 U + 0,44 \log(XQ/YI) - 1$ (*)	0,81	2,41	
Mussi (1982)	1972/80 Trimestrais	OLSQ	$\log XQ = 0,61 + 0,71 \log(E.I/P) - 0,14 \log S + 2,85 \log Y^w - 2,64 U$ (*)	0,92	1,30	
	1972/80 Trimestrais	OLSQ	$\log XQ = -2,18 + 0,83 \log(E.I/P) + 2,60 \log Y^w - 2,13 U + 0,08 \log Y^2$ (*)	0,92	1,39	
Paula Pinto (1982)	1954/75 Anuais	2SLS	$\log XQ = -0,93 - 1,12 \log(P.I^2/PY) + 2,19 \log XY$ (*)	0,94	2,15	Equação de demanda de exportações
	1954/75 Anuais	2SLS	$\log XQ/YI = -23,92 + 3,14 \log(F/P_w) + 1,60 \log(P.I^2/S) - 2,21 \log W - 0,08 \log U$ (*)	0,59	2,09	Equação de oferta de ex- portações

NOTAS: (\*) = estatisticamente significativos ao nível de 5%.  
s/d = sem dados.

Notação da Tabela 1

Discriminação	Símbolo	Significado
Variável dependente	$XQ$	Índice de <i>quantum</i> 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
	$U^1$	Índice de emprego industrial ( <i>proxy</i> de capacidade)
	$U^2$	Desvios do produto observado em relação ao produto tendencial
	$U^3$	Resíduos (de OLSQ) do ajuste da produção industrial a uma tendência temporal
	$U^4$	Desvio percentual do produto observado em relação ao produto tendencial
	$U^5$	<i>Gap</i> (1-U)
Outras variáveis	$V$	Coefficiente 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

às vezes não-significativamente diferentes de zero. Finalmente, aqueles que especificaram a variável dependente como a razão *quantum* exportado/produto industrial [Cardoso e Dornbusch (1980), Musalem (1981), Lopes e Lara Resende (1981) e Markwald (1981)] 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 hiato 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 dividida 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 e Dornbusch, particularmente a partir de 1978, sugerem a conveniência de se tentar estimar um modelo simultâneo. Este é o objetivo das próximas seções.

### 3 — Estrutura analítica

Formalmente, a estrutura teórica dos modelos utilizados neste trabalho é semelhante à dos modelos de “equilíbrio” e de “desequilíbrio”, estimados por Goldstein e Khan (1978) para as exportações totais 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, enquanto que o segundo admite que esse ajustamento ocorra com alguma defasagem.

#### 3.1 — Modelo de equilíbrio

A oferta de exportações de manufaturados pode ser especificada da seguinte maneira, adotando-se a forma log-linear:

$$\log X_t^s = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right] + \alpha_2 \log U_t \quad (1)$$

onde:

- $X_t^s$  = quantidade de exportações ofertada;
- $PX_t$  = preço das exportações (em dólares);
- $E_t$  = taxa de câmbio Cr\$/US\$;
- $S_t$  = índice de incentivos fiscais;
- $P_t$  = índice de preços domésticos; e
- $U_t$  = índice de utilização de capacidade.

A hipótese representada pela equação (1) é de que a elevação do preço (em cruzeiros) recebido pelos exportadores *vis-à-vis* os preços internos aumenta a rentabilidade relativa das exportações, levando os exportadores a aumentarem 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 ao redirecionamento das vendas para o mercado externo.<sup>5</sup>

Devido à especificação logarítmica, as elasticidades-preço e com respeito à utilização de capacidade são dadas diretamente por  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  (a expectativa é de que  $\alpha_1 > 0$  e  $\alpha_2 < 0$ ).

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

$$\log X_t^d = \beta_0 + \beta_1 \log \left[ \frac{PX_t}{PXW_t} \right] + \beta_2 \log YW_t \quad (2)$$

onde:

$X_t^d$  = quantidade de exportações demandada;

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

$PXW_t$  = preço mundial das exportações (em dólares); e

$YW_t$  = renda mundial.

A equação de demanda poderia ser estimada tal como em (2). 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 decompondo-se o

<sup>5</sup> Ao invés de utilização de capacidade, a equação de oferta de Goldstein e 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 e Khan.

preço relativo  $PX_t/PXW_t$  e normalizando-se a equação para o preço das exportações: <sup>6</sup>

$$\log PX_t = b_0 + b_1 \log X_t^d + b_2 \log YW_t + b_3 \log PXW_t \quad (3)$$

onde:  $b_0 = -\frac{\beta_0}{\beta_1}$ ;  $b_1 = \frac{1}{\beta_1}$ ;  $b_2 = -\frac{\beta_2}{\beta_1}$ ; e  $b_3 = \frac{\beta_1}{\beta_1}$ .

Uma vez que  $\beta_1 < 0$  e  $\beta_2 > 0$ , a expectativa é de que  $b_1 < 0$ ,  $b_2 > 0$  e  $b_3 > 0$ .

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 possibilidade de desequilíbrio no modelo está representada pelo seguinte mecanismo de ajustamento de quantidades e preços: <sup>7</sup>

$$\log X_t - \log X_{t-1} = \gamma [\log X_t^s - \log X_{t-1}] \quad (4)$$

$$\log PX_t - \log PX_{t-1} = \lambda [\log X_t^d - \log X_t] \quad (5)$$

onde  $\lambda$  e  $\gamma$ , ambos positivos, são os coeficientes de ajustamento.

Substituindo (1) em (4), obtém-se:

$$\begin{aligned} \log X_t = c_0 + c_1 \log \left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right] + \\ + c_2 \log U_t + c_3 \log X_{t-1} \end{aligned} \quad (6)$$

<sup>6</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 [cf. Goldstein e Khan (1978, p. 276)].

<sup>7</sup> Esse mecanismo de ajustamento constitui uma inversão da hipótese sugerida por Houthakker e Taylor (1970) e empregada por Goldstein e Khan, na qual os preços ajustam-se às condições de excesso de oferta e as quantidades às condições de excesso de demanda. Ambos os mecanismos foram utilizados neste trabalho, sendo que a alternativa representada pelas equações (4) e (5) apresentou resultados mais satisfatórios.

onde:  $c_0 = \gamma\alpha_0$ ;  $c_1 = \gamma\alpha_1$ ;  $c_2 = \gamma\alpha_2$ ; e  $c_3 = 1 - \gamma$ . Com base nos sinais previstos para  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  e  $\gamma$ , 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  $\gamma^{-1}$ , pode ser calculada imediatamente a partir de  $c_3$ .

Por seu turno, a equação de demanda é obtida substituindo-se (2) em (5):

$$\log PX_t = a_0 + a_1 \log X_t + a_2 \log YW_t + a_3 \log PXW_t + a_4 \log PX_{t-1} \quad (7)$$

onde:

$$a_0 = \frac{\lambda \beta_0}{1 - \lambda \beta_1}; a_1 = - \frac{\lambda}{1 - \lambda \beta_1}; a_2 = \frac{\lambda \beta_2}{1 - \lambda \beta_1};$$

$$a_3 = - \frac{\lambda \beta_1}{1 - \lambda \beta_1}; e a_4 = \frac{1}{1 - \lambda \beta_1} \quad (8)$$

Dado que  $\beta_1 < 0$ ,  $\beta_2 > 0$  e  $\lambda > 0$ , os sinais esperados desses parâmetros são:  $a_1 < 0$ ;  $a_2 > 0$ ;  $a_3 > 0$ ; e  $a_4 > 0$ .

As elasticidades-preço ( $\beta_1$ ) e renda ( $\beta_2$ ), bem como a defasagem do ajustamento  $\lambda^{-1}$ , podem ser obtidas resolvendo-se o sistema de equações (8).<sup>8</sup>

### 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.

<sup>8</sup> O sistema (8) é determinado, uma vez que  $a_3 + a_4 = 1$ .

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 concorrem com os dos países industrializados tanto nos seus respectivos mercados domésticos — 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 utilizados pelos respectivos autores.

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).

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

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

onde:

$$\theta_t = \left[ \frac{Y_{t-1}}{Y_{t-2}} \cdot \frac{Y_{t-2}}{Y_{t-3}} \right]^{\frac{1}{2}}$$

#### 4 — Resultados empíricos

Os modelos simultâneos compostos pelas equações (1)-(3) e (6)-(7) foram estimados pelo método de mínimos quadrados em três estágios (3SLS), que é um método sistêmico de estimação, 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, nada garante que as estimativas dos parâmetros gozem das propriedades estatísticas desejáveis dos estimadores do modelo de regressão. Por essa razão, Goldstein e 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,

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.

<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).

permite, ainda, a normalização efetuada na equação de oferta, que coloca a variável endógena 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 desequilíbrio, 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  $X_t$  nas equações 2.4 e 2.8. Na equação de demanda 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 são também bastante satisfatórias. Apenas os coeficientes de  $PX_{t-1}$  e  $PX_t \cdot E_t \cdot S_t/P_t$  (nas equações 3.2 e 3.7, respectivamente) e de  $U_t$  (nas equações 3.5 e 3.7), embora corretos, são estatisticamente nulos. Novamente em decorrência da normalização da equação de demanda, o modelo foi estimado com a restrição de que a soma dos coeficientes do preço mundial e da variável defasada somem a unidade (ver nota 8).

Como se pode inferir dos valores assumidos pelo coeficiente de determinação ( $R^2$ ), ambos os modelos constituem especificações bastante representativas do comportamento das exportações brasileiras de manufaturados.<sup>15</sup> Em particular, a significação estatística do coe-

<sup>12</sup> Ver nota n.º 6.

<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.

<sup>15</sup> 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).

TABELA 2

*Modelo de equilíbrio: estimativa pelo método de mínimos quadrados em três estágios – dados anuais (1959/81)*

---

2.1	$\log X_t = -7,9891 + 2,5185 \log \left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right] - 1,4843 \log U_t$
	$(-7,36)^a \quad (11,67)^a \quad (2,10)^b$
2.2	$\log PX_t = -1,3793 - 0,1321 \log X_t + 0,4509 \log YW_t + \log PXW_t$
	$(4,69)^a \quad (1,72)^c \quad (3,29)^a$ $R^2 = 0,9863 \quad \text{MSE} = 1,6687$
2.3	$\log X_t = -8,0178 + 2,5256 \log \left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right] - 1,6849 \log U_t$
	$(7,21)^a \quad (11,43)^a \quad (2,52)^a$
2.4	$\log PX_t = -1,2724 - 0,0775 \log X_t + 0,3787 \log YW_t + \log PXW_t$
	$(-4,00)^a \quad (-0,93) \quad (2,57)^a$ $R^2 = 0,9821 \quad \text{MSE} = 2,0709$
2.5	$\log X_t = -6,4566 + 2,1911 \log \left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right] - 1,1902 \log U_t$
	$(-7,30)^a \quad (12,62)^a \quad (1,67)^c$
2.6	$\log PX_t = -1,4680 - 0,1581 \log X_t + 0,4974 \log YW_t + \log PXW_t$
	$(4,48)^a \quad (1,86)^b \quad (3,24)^a$ $R^2 = 0,9852 \quad \text{MSE} = 1,4616$
2.7	$\log X_t = -6,4737 + 2,1956 \log \left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right] - 1,3646 \log U_t$
	$(-7,22)^a \quad (12,47)^a \quad (2,00)^b$
2.8	$\log PX_t = -1,3798 - 0,1082 \log X_t + 0,4341 \log YW_t + \log PXW_t$
	$(3,84)^a \quad (-1,16) \quad (2,59)^a$ $R^2 = 0,9814 \quad \text{MSE} = 1,6959$

---

NOTAS: 1) A variável  $PXW_t$  foi medida pelo índice de preços das exportações dos países industrializados, nas equações 2.2 e 2.6, e pelo valor unitário das exportações mundiais de manufaturados, nas equações 2.4 e 2.8. A variável  $PX_t$  inclui os subsídios creditícios, nas equações 2.5 e 2.7, e apenas os subsídios fiscais, nas equações 2.1 e 2.3.

2) O coeficiente da variável  $PXW_t$  foi restringido à unidade (ver texto).

3) As letras a, b e c indicam que os coeficientes de regressão são estatisticamente significativos a 1, 5 e 10%, 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  $R^2$  corresponde a um teste  $F$  (aproximado) relativo a todos os parâmetros do modelo, exceto o intercepto.

TABELA 3

Modelo de desequilíbrio: estimativa pelo método de mínimos quadrados em três estágios —  
dados anuais (1959/81)

3.1	$\log X_t = -1,8712 + 0,5692 \log$ (-1,86) <sup>b</sup> (1,88) <sup>b</sup>	$\left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right]$	$-0,7735 \log U_t + 0,8127 \log X_{t-1}$ (-1,49) <sup>c</sup> (6,59) <sup>a</sup>
3.2	$\log PX_t = -1,7170 - 0,2339 \log X_t + 0,6293 \log YW_t + 0,7727 \log PXW_t + 0,2273 \log PX_{t-1}$ (-3,67) <sup>a</sup> (-2,25) <sup>b</sup> (3,98) <sup>a</sup> (1,16) $R^2 = 0,9865$		MSE = 1,1807
3.3	$\log X_t = -1,4459 + 0,4376 \log$ (-1,38) <sup>c</sup> (1,39) <sup>b</sup>	$\left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right]$	$-0,7037 \log U_t + 0,8647 \log X_{t-1}$ (-1,35) <sup>c</sup> (6,76) <sup>a</sup>
3.4	$\log PX_t = -1,6958 - 0,2355 \log X_t + 0,6314 \log YW_t + 0,5981 \log PXW_t + 0,4019 \log PX_{t-1}$ (-3,25) <sup>a</sup> (-1,98) <sup>b</sup> (2,74) <sup>a</sup> (2,90) <sup>a</sup> (1,95) <sup>b</sup> $R^2 = 0,9843$		MSE = 1,1697
3.5	$\log X_t = -1,1514 + 0,3749 \log$ (-1,32) (1,33) <sup>c</sup>	$\left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right]$	$-0,6336 \log U_t + 0,8648 \log X_{t-1}$ (-1,26) (6,52) <sup>a</sup>
3.6	$\log PX_t = -1,8046 - 0,2613 \log X_t + 0,6770 \log YW_t + 0,7381 \log PXW_t + 0,2639 \log PX_{t-1}$ (-3,73) <sup>a</sup> (-2,43) <sup>b</sup> (3,19) <sup>a</sup> (3,68) <sup>a</sup> (1,32) <sup>c</sup> $R^2 = 0,9847$		MSE = 1,1641
3.7	$\log X_t = -0,9210 + 0,2982 \log$ (-1,04) (1,04)	$\left[ \frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{P_t} \right]$	$-0,5975 \log U_t + 0,8998 \log X_{t-1}$ (-1,19) (6,69) <sup>a</sup>
3.8	$\log PX_t = -1,7586 - 0,2579 \log X_t + 0,6681 \log YW_t + 0,5610 \log PXW_t + 0,4390 \log PX_{t-1}$ (-3,27) <sup>a</sup> (-2,10) <sup>b</sup> (2,81) <sup>a</sup> (2,68) <sup>a</sup> (2,10) <sup>b</sup> $R^2 = 0,9865$		MSE = 1,1807

NOTAS: 1) A variável  $PXW_t$  foi medida pelo índice de preços das exportações dos países industrializados, nas equações 3.2 e 3.6, e pelo valor unitário das exportações mundiais de manufaturados, nas equações 3.4 e 3.8. A variável  $PX_t$  inclui os subsídios creditícios, nas equações 3.5 e 3.7, e apenas os subsídios fiscais, nas equações 3.1 e 3.3.

2) As letras a, b e c indicam que os coeficientes de regressão são estatisticamente significativos a 1, 5 e 10%, 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  $R^2$  corresponde a um teste *F* (aproximado) relativo a todos os parâmetros do modelo, exceto o intercepto.

ficiente da variável defasada, no modelo de desequilíbrio, sugere o ajustamento dinâmico dos preços e, principalmente, das quantidades.<sup>16</sup>

Apesar de os resultados da estimação dos dois modelos terem-se 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 estágio de estimação.<sup>17</sup>

A Tabela 4 apresenta as elasticidades-preço e renda de longo prazo da demanda de manufaturados.<sup>18</sup> Os valores relativamente elevados (sobretudo no modelo de equilíbrio) porém finitos, obtidos para a elasticidade-preço, confirmam a propriedade da abordagem simultânea adotada neste trabalho. Cabe notar que esses valores são bastante superiores aos calculados por Paula Pinto (1982), na única tentativa anterior de estimação de uma equação de demanda das exportações de manufaturados brasileiros (ver Tabela 1). Por seu turno, as estimativas da elasticidade-renda guardam conformidade com os resultados de outros trabalhos do gênero.

<sup>16</sup> É possível, entretanto, que esse resultado esteja refletindo sobretudo a autocorrelação dos resíduos.

<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.

<sup>18</sup> A distinção entre elasticidades de curto e longo prazos, dado o método de normalização utilizado, só é válida para o caso da equação de oferta do modelo de desequilíbrio.

TABELA 4

*Elasticidades-preço e renda de longo prazo da demanda das exportações de manufaturados*

Equações	Elasticidade-preço	Elasticidade-renda
2.2	-7,57	3,41
2.4	n.s.	n.s.
2.6	-6,32	3,14
2.8	n.s.	n.s.
3.2	-3,30	2,69
3.4	-2,54	2,68
3.6	-2,82	2,59
3.8	-2,18	2,59

FONTE: Tabela 2.  
n.s. = os coeficientes de regressão não são significativamente diferentes de zero.

As estimativas das elasticidades (de curto e longo prazos) relevantes da equação de oferta estão apresentadas na Tabela 5. Todos os coeficientes têm os sinais corretos, porém alguns são estatisticamente nulos. A esperada sensibilidade das estimativas manifesta-se mais claramente intermodelos do que intramodelos (como consequência das distintas especificações dos preços relativos).

Os valores assumidos pela elasticidade-preço são mais elevados que os obtidos por Goldstein e 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

<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.

TABELA 5

*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*
2.1	—	2,52	—	—1,48
2.3	—	2,53	—	—1,68
2.5	—	2,19	—	—1,19
2.7	—	2,20	—	—1,36
3.1	0,56	3,04	—0,77	—4,13
3.3	0,43	3,23	—0,70	—5,20
3.5	0,37	2,77	—0,63	n.s.
3.7	n.s.	n.s.	—0,60	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.

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 de longo prazo são geralmente superiores aos valores correspondentes ao “consenso na profissão”, estabelecido a partir dos trabalhos revistos na Seção 2.

Por último, a variável de utilização de capacidade parece ter um efeito isolado importante sobre as exportações, notadamente no longo prazo.

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

$$\log X_t - \hat{\gamma} \hat{\beta}_1 \log PX_t - (1 - \hat{\gamma}) \log X_{t-1} = 0 \quad (9)$$

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

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 resultados apresentados na Tabela 6 garantem a estabilidade dinâmica 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 1,41 a 3,24 (com média pouco superior a dois anos). Essa duração distingue-se dos tempos médios de ajustamento isolados de quantidade e preço sugeridos (implicitamente) pelos coeficientes de ajustamento  $\gamma$  e  $\lambda$ , respectivamente, em virtude de refletirem o deslocamento dinâmico da combinação dessas duas variáveis para a nova posição de equilíbrio, que também se move ao longo do tempo.

Por último, vale a pena explorar algumas implicações do modelo, bem como dos resultados de sua estimação. Tomemos o caso de uma desvalorização cambial – mantidos constantes os preços do produto doméstico e das exportações do resto do mundo –, não apenas 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 – equações (1) e (2) – para  $\log PX_t$  e diferenciando, obtemos:<sup>21</sup>

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

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

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

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

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

TABELA 6

*Modelo de desequilíbrio: ajustamento de quantidades 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	0,19	5,26	—	—	—	—	—	—
3.3	0,14	7,14	—	—	—	—	—	—
3.5	0,14	7,14	—	—	—	—	—	—
3.7	0,10	9,98	—	—	—	—	—	—
3.2	—	—	1,03	0,97	—	—	—	—
3.4	—	—	0,59	1,70	—	—	—	—
3.6	—	—	0,99	1,01	—	—	—	—
3.8	—	—	0,59	1,70	—	—	—	—
3.1 e 3.2	—	—	—	—	0,5979	—	0,5979	1,67
3.3 e 3.4	—	—	—	—	0,3090	—	0,3090	3,24
3.5 e 3.6	—	—	—	—	0,5818	± 0,0953	0,5895	1,70
3.7 e 3.8	—	—	—	—	0,7087	—	0,7087	1,41
	—	—	—	—	0,3220	—	0,3220	3,11
	—	—	—	—	0,6866	—	0,6866	1,46
	—	—	—	—	0,5753	—	0,5753	1,74

FONTE: Tabela 3.

A Tabela 7 apresenta o impacto de uma desvalorização cambial de 10%, nas condições definidas acima, com base nas elasticidades estimadas nas melhores regressões dos modelos de equilíbrio e desequilíbrio.

A tabela discrimina, ainda, os efeitos sobre os preços (em dólares) e as quantidades exportadas, bem como o efeito líquido sobre a receita de exportações. Cabe destacar que, no modelo de desequilíbrio, a distinção entre os efeitos de curto e longo prazos é explicada exclusivamente pela existência de elasticidades-preço da oferta de exportações diferenciadas, ou seja, a elasticidade-preço da demanda é a mesma em ambos os casos. Os prazos de ajustamento são de um período, no caso dos modelos de equilíbrio e desequilíbrio de curto prazo, e aqueles estimados na Tabela 6, no caso do modelo de desequilíbrio de longo prazo.

A título de exemplo, examinemos os resultados previstos (no longo prazo) pelo modelo de desequilíbrio, com base nas estimativas 3.3 e 3.4. Uma desvalorização cambial de 10% leva, *ceteris paribus*, a uma redução do preço em dólares dos manufaturados brasileiros

TABELA 7  
*Efeito de uma desvalorização cambial de 10%*  
*(com P e PXW constantes)*

Modelos/equações	Efeito sobre preços (1)	Efeito sobre quantidades (2)	Efeito sobre a receita de exportações (3)=(1)+(2)* (Em %)
1 — <i>Equilíbrio</i>			
Equações 2.5 e 2.6	-2,57	+16,27	+13,3
2 — <i>Desequilíbrio</i>			
Curto prazo			
Equações 3.1 e 3.2	-1,47	+4,86	+3,32
Equações 3.3 e 3.4	-1,47	+3,73	+2,20
Longo prazo			
Equações 3.1 e 3.2	-4,79	+15,83	+10,28
Equações 3.3 e 3.4	-5,60	+14,23	+7,83

FONTES: Tabelas 4 e 5.  
\* Inclui o termo de interação.

de 5,6% (os restantes 4,4% são absorvidos pelo exportador) e a um incremento das quantidades exportadas de 14,2%. O efeito líquido sobre a receita, descontado o termo de interação, ocorreria num prazo de aproximadamente 20 meses e representaria um acréscimo de 7,8%.

Note-se que a elasticidade da receita no longo prazo assume valores entre 0,8 e 1,3, em linha, portanto, com as elasticidades-preço da oferta — a rigor, as elasticidades em relação à razão *quantum* exportado/produto industrial —, obtidas nas regressões de Cardoso e Dornbusch (1980), Musalem (1981) e Lopes e Lara Resende (1981), que ignoram qualquer efeito sobre o preço, o que as torna comparáveis. As principais diferenças ficam por conta da dinâmica de ajuste e do tempo de convergência para o equilíbrio.

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

cido 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 levasse em conta, explicitamente, a possibilidade de uma relação simultânea de quantidade e preço nas exportações de manufaturados. O modelo foi especificado admitindo-se que o ajustamento ocorre 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 à variação de preço e 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 cambial (mantidos constantes o preço doméstico e o das exportações do resto do mundo) 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 1,5% no preço em dólares dos manufaturados brasileiros e um incremento de 4,8% nas quantidades exportadas. A receita aumentaria em apenas 3,3%. No longo prazo, entretanto, o efeito seria significativo: a receita de exportações se elevaria entre 7,8 e 10,3%. 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.

## Bibliografia

- ABREU, M. de P., e HORTA, M. H. T. T. *Demanda de importações no Brasil, 1960-1980: estimações agregadas e desagregadas por categoria de uso e projeções para 1982*. Texto para Discussão Interna, 48. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1982.
- ASSIS, M. P. *A estrutura e o mecanismo de transmissão do modelo macroeconômico para o Brasil*. Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1981.
- CARDOSO, E. Incentivos às exportações de manufaturados: série histórica. *Revista Brasileira de Economia*, 34 (2), 1980.
- CARDOSO, E., e DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. *Revista Brasileira de Economia*, 34 (3), 1980.
- CARVALHO, J. L., e HADDAD, C. S. *Estratégias comerciais e absorção de mão-de-obra no Brasil*. Série Pesquisas EPGE, 1. Rio de Janeiro, 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. Rio de Janeiro, UFF, 1981.
- DHRYMES, P. J. *Econometrics — statistical foundations and applications*. New York, Springer-Verlag, 1974.
- DOELLINGER, C. von, et alii. *Exportações dinâmicas brasileiras*. Coleção Relatórios de Pesquisa, 2. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1971.
- Oferta e demanda das exportações de manufaturados*

- GANDOLFO, G. *Mathematical methods and models in economic dynamics*. Amsterdam, North-Holland Publishing Co., 1971.
- GOLDSTEIN, M., e KHAN, M. S. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, 60 (2), 1978.
- HOUTHAKKER, H. S., e TAYLOR, L. D. *Consumer demand in the United States*. 2.<sup>a</sup> ed.; Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1970.
- INTRILIGATOR, M. D. *Econometric models, techniques & applications*. Englewood Cliffs, Prentice-Hall, Inc., 1978.
- LEMGRUBER, A. C. O balanço de pagamentos do Brasil: uma análise quantitativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 6 (2) :313-52, ago. 1976.
- LOPES, F. L., e LARA RESENDE, A. *Inflação e balanço de pagamentos: uma análise quantitativa das opções de política econômica*. Relatório de Pesquisa, 1. Rio de Janeiro, PUC/RJ, 1981.
- LUNDBORG, P. The elasticities of supply and demand for Swedish exports in a simultaneous model. *Scandinavian Journal of Economics*, 83 (3), 1981.
- MARKWALD, R. A. *Estimação de equações de oferta desagregadas para o Brasil, 1960-1980*. Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1981.
- MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 35 (1), 1981.
- MUSSI, C. H. F. *Fatores de demanda nas exportações de manufaturados brasileiros*. Dissertação de Mestrado não publicada. Rio de Janeiro, PUC/RJ, 1982.
- PAULA PINTO, M. B. O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974. *Estudos Econômicos*, 10 (3), 1980. Versão preliminar, mimeo: 1979.

- . *Política cambial, política salarial e o potencial das exportações de manufaturados*. Mimeo. Relatório PNPE, 1982.
- REIS, E. J. *Estimação de equações de exportações*. Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1979.
- SUPLICY, 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*. Kieler Studien, 134. Tübingen, 1976.
- WEFA — Wharton Econometric Forecasts Associates. *The Brazilian econometric model version III*. Philadelphia, University of Pennsylvania, 1978.

(Originais recebidos em agosto de 1983. Revistos em setembro de 1983.)

