

Funções de exportação e de importação para o Brasil *

ÁLVARO ANTÔNIO ZINI JÚNIOR **

Este estudo tenta estimar de modo consistente elasticidades de exportação e de importação para o Brasil, por grupos de bens. Diversas especificações funcionais são estimadas e um procedimento para testes diagnósticos e seleção de modelo é usado. O estudo detecta que a oferta de exportação é preço-elástica e cresce com o aumento da capacidade instalada. A demanda externa por exportações e a demanda interna por importações mostram baixas elasticidades-preço e altas elasticidades-renda. Embora o pessimismo das elasticidades possa ser descartado, um grande otimismo quanto às elasticidades não é apoiado pelos resultados.

1 — Introdução

Que efeito tem uma mudança de preços relativos sobre o saldo da balança comercial do Brasil? Qual é a resposta do comércio brasileiro a mudanças na renda doméstica e internacional? Como o crescimento da capacidade instalada afeta a oferta de exportações? Uma mudança nas tarifas e nos subsídios iria modificar substantivamente o saldo comercial? Respostas a estas perguntas dependem das elasticidades das exportações e das importações com relação a estas variáveis. É importante ter um bom conhecimento destas elasticidades porque elas têm implicações para diversas questões tais como a definição de políticas comerciais e a formulação de políticas de ajustamento do setor externo.

* Este artigo — uma versão condensada do Capítulo 4 de minha tese de doutorado apresentada na Universidade de Cornell em fevereiro de 1988 — deve bastante às diversas sugestões de Insan Tunali e à sua leitura minuciosa. Sou grato a Lars Muus por seu curso em séries de tempo e por ter podido rodar todas as regressões usando sua conta. Não fora pelo crédito aberto por Lars e a possibilidade de usar diretamente o serviço de computação de Cornell, o custo deste estudo requereria um grande financiamento não coberto pela minha bolsa. Aproveito para agradecer as bolsas de estudo de manutenção da Fapesp, de 1983 a 1986, e da Capes em 1987. Agradeço ainda os comentários de William Goldsmith e Tom Davis, que juntamente com Insan orientaram minha tese, e as observações de Maurício Barata Pinto e Kenneth Wallis, de dois pareceristas desta revista e de participantes em seminários onde uma versão preliminar do texto foi apresentada: Fipe, EPGE-RJ, IPEA/IPLAN e 8.º Encontro Latino-Americano da Sociedade Econométrica (Costa Rica). Os erros e omissões remanescentes são de minha responsabilidade.

** Da Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo.

Este estudo apresenta estimativas para funções de exportação e de importação para o Brasil com o objetivo de identificar e avaliar a relevância das principais variáveis que afetam este comércio. Uma atenção particular é dada para a taxa de câmbio real pelo seu papel de variável de política econômica. A Seção 2 do artigo descreve brevemente a composição do comércio exterior brasileiro e sua evolução desde 1970, fornecendo informações sobre o período para o qual serão estimadas as funções de comércio exterior. A Seção 3 discute a fundamentação teórica das funções de comércio e aponta algumas questões referentes à especificação dos modelos. A Seção 4 explica os procedimentos econométricos adotados para testes diagnósticos e de seleção de modelo. A Seção 5 apresenta estimativas para as funções de exportação e importação do Brasil por grupo de produtos (industrializados, agrícolas, minerais e total) usando dados trimestrais de 1970 a 1986. A Seção 6 resume os principais resultados e indica os que são robustos. A Seção 7 compara estes resultados com estimativas prévias existentes na literatura e discute suas implicações.

2 — Evolução recente do comércio brasileiro

O comércio brasileiro demonstrou grande dinamismo nos anos 70 mas sofreu um forte impacto com a recessão internacional do início dos anos 80 e a subsequente crise da dívida externa. O crescimento do comércio no início dos anos 70 deu-se em meio a esforços para liberalizar as importações e promover as exportações (reforma tarifária de 1967 e política das minidesvalorizações) e beneficiou-se com o excepcional crescimento do comércio internacional no período. A primeira crise do petróleo em 1973/74 trouxe mudanças importantes para a política de comércio exterior do país, incluindo-se um maior grau de interferência no comércio sob a forma de medidas administrativas de controle das importações e um esquema mais agressivo de promoção das exportações. Nos anos 80, pressionado pelas dificuldades no balanço de pagamentos, a ênfase foi dada para a geração de superávits comerciais elevados. Para tanto, o câmbio real foi desvalorizado e a retenção de guias de importação foi usada entre 1982 e 1984.¹

A Tabela 1 traz alguns indicadores do comércio exterior do Brasil. Embora a participação percentual do Brasil no total do comércio mundial seja ainda pequena, as exportações tiveram um ganho apreciável na margem desde 1970 (o menor crescimento das exportações entre 1980/85 esteve associado com a retração do comércio internacional).

O comércio é diversificado em conteúdo e direção. A economia é relativamente fechada: em 1985 as exportações responderam por 11,6% do PIB

¹ Sobre as políticas brasileiras de comércio exterior veja Dib (1985), Coes (1987), Guimarães *et alii* (1987), Braga e Martone (1988).

e as importações por 6%. Apesar de serem uma parcela pequena do PIB, as importações têm um papel importante no suprimento de alguns insumos industriais sofisticados, de máquinas modernas não produzidas domesticamente e de petróleo. Em 1985 a importação de petróleo representou 50% do seu consumo no país (caindo do patamar de 80% registrado no final dos anos 70).

TABELA 1

Indicadores do comércio brasileiro

	(Em %)			
	1970	1975	1980	1985
1. Participação do Brasil no comércio mundial				
Exportação	0,96	1,07	1,07	1,44
Importação	0,95	1,65	1,31	0,76
2. Grau de abertura				
Exportação/PIB	6,4	6,9	6,0	11,6
Importação/PIB	5,8	9,8	9,2	6,0
3. Direção do comércio (composição)				
América Latina	11,7	10,4	15,4	11,0
Europa	45,1	38,7	30,4	27,2
Estados Unidos e Canadá	30,5	22,8	20,0	25,8
Ásia	7,6	9,7	8,3	10,5
Oriente Médio	2,3	13,3	19,6	13,8
África e Oceania	2,8	5,1	6,3	11,7
4. Composição das exportações				
Agricultura	66,1	48,6	34,9	27,2
Indústria	24,3	39,6	56,5	65,5
Mineração	9,6	11,8	8,6	7,2
5. Composição das importações				
Agricultura	10,4	6,3	9,1	7,8
Indústria	77,5	63,1	47,8	44,7
Mineração	12,1	24,6	43,1	47,7
6. Taxas de crescimento real*				
Brasil: Exportação	8,6	15,0	9,0	0,3
Brasil: Importação	17,9	24,9	4,0	-14,5
Mundo: Exportação	8,1	12,5	9,0	-5,5
7. Valor do comércio (US\$ bilhões)				
Exportação	2,7	8,7	20,1	25,6
Importação	2,5	12,2	22,9	13,1

FONTES: Cacex, *Brasil — Comércio Exterior*, 1971, 1976, 1981 e 1986; *Internacional Financial Statistics*.

* Taxa de crescimento média ao ano no quinquênio anterior. Valores deflacionados pelos preços por atacado da OCDE.

A composição do comércio por setor mostra um grande crescimento das exportações de produtos industrializados nos últimos 15 anos. A exportação de produtos semimanufaturados (óleo de soja, ferro gusa, etc.) representa atualmente cerca de 20% da pauta, e a de produtos manufaturados 50%. Os manufaturados têm sido os produtos mais dinâmicos das exportações totais. Os principais itens deste grupo em termos de valor são os equipamentos de transporte, equipamentos mecânicos e caldeiras, aço, calçados e suco de laranja, nesta ordem. Os produtos agrícolas perderam a sua posição prévia, apesar do crescimento do valor exportado (de US\$ 1,6 bilhão em 1970 para US\$ 7 bilhões em 1985). Em meados dos anos 80 o café continuou sendo o principal produto isolado de exportação (10% da exportação total em 1985/86). Os produtos minerais representam cerca de 9% do valor exportado e mantiveram esta média ao longo do período 1970/85 (o minério de ferro responde por 90% destas exportações).

Do lado das importações, o petróleo é o principal produto e representa 95% dos minerais importados. As compras de petróleo se elevaram de US\$ 250 milhões em 1970 para US\$ 10,6 bilhões em 1981 mas diminuíram para US\$ 5,4 bilhões em 1985. As importações de produtos agrícolas são principalmente de trigo (5% do valor das importações totais) e de produtos diversos de alimentação (3% das importações totais). As importações de produtos industrializados incluem bens de capital (20% das importações, na média, entre 1980/85), produtos químicos e fertilizantes (10% das importações, na média) e outros insumos industriais. Os bens industrializados de consumo final representam cerca de 5% da pauta de importação.

3 — Funções de exportação e de importação

O estudo empírico de funções de importação e de exportação tem sido intenso desde os anos 50 devido à sua utilidade para investigar questões relacionadas com a *performance* comercial dos países, o papel das políticas comerciais e as implicações de programas de ajustamento.² Duas formulações teóricas fornecem o cenário geral para a especificação das equações de comércio exterior — o modelo da economia pequena em que o volume de comércio de um país depende de suas condições internas, assumindo que a economia pequena se depara com uma função de demanda infinitamente preço-elástica por suas exportações e com uma função de oferta de importações também infinitamente preço-elástica, e o modelo compe-

² Sobre a evolução destes estudos e os pontos de discussão pendentes veja as importantes (e sucessivas) resenhas de Leamer e Stern (1970), Magee (1975) e Goldstein e Khan (1984).

tivo de dois países que remove as hipóteses de elasticidades infinitas e explica o volume e o preço do comércio com o auxílio de quatro funções: a oferta e a demanda por exportação e a oferta e a demanda por importação. As relações preço-quantidade que emergem das teorias do consumidor e da produção dão a estrutura teórica para a especificação destas funções.

As investigações empíricas das funções de comércio costumavam levantar a hipótese de oferta de exportação infinitamente preço-elástica, e a análise ficava confinada à função de demanda por exportação. Mas a hipótese de oferta infinitamente elástica é questionável: a menos que o país tenha uma tecnologia de produção com retorno constante de escala ou tenha um excesso considerável de capacidade instalada, a oferta de exportação possivelmente será uma função positiva dos preços [veja Leamer e Stern (1970)]. Similarmente, a hipótese do modelo da economia pequena, em que a função de demanda por exportação é infinitamente elástica, também é criticável: a presença de restrições ao comércio e a dependência para com suprimentos habituais limita o acesso externo aos mercados domésticos. Se a oferta e a demanda por exportação não são funções infinitamente elásticas do preço, sua estimação requer a resolução do problema da identificação causada pela determinação simultânea de preço e quantidade. Do lado da importação, entretanto, a hipótese de oferta infinitamente preço-elástica é válida para a maioria dos países, pois a oferta, neste caso, provém de todo o resto do mundo.

A hipótese de elasticidade de oferta infinitamente preço-elástica foi mantida neste estudo para a estimação das funções de demanda por importação. Do lado das exportações, esta hipótese *não é* mantida e tanto funções de demanda quanto de oferta são estimadas. A abordagem utilizada parte dos trabalhos de Goldstein e Khan (1978) para as funções de exportação e de Thursby e Thursby (1984) para as funções de importação. Dá-se grande ênfase neste trabalho ao teste de especificação de modelos para chegar a uma avaliação robusta do papel da taxa de câmbio real.

Goldstein e Khan (1978) propuseram um modelo simultâneo de equações de exportação e estimaram estas funções usando um método de Máxima Verossimilhança com Informação Plena (FIML). Braga e Markwald (1983) estimaram tal modelo para as exportações brasileiras de produtos manufaturados usando o método de Mínimo Quadrado de Três Estágios (3SLS). Os dois métodos resultam em estimadores assintoticamente eficientes sob a hipótese de especificação correta do modelo. Uma vez que o aspecto referente à especificação do modelo não é consensual, fazem-se necessários testes de diagnóstico. A fim de proceder com estes testes, utilizamos o método de Mínimo Quadrado de Dois Estágios (2SLS), que dá estimativas consistentes sob condições mais gerais, embora com alguma perda de eficiência.

Várias especificações de modelo serão discutidas a seguir, bem como os testes de restrições que estão implícitas nos modelos. A taxa de câmbio real é isolada na especificação tanto da oferta de exportação quanto da

demanda por importação através de um desdobramento algébrico, permitindo testar hipóteses sobre o seu papel. A modelagem da oferta de exportação é submetida a um escrutínio cuidadoso porque as políticas para aumentar as exportações são principalmente dirigidas ao lado da oferta. No final desta seção, a Tabela 2 resumirá os modelos discutidos.

3.1 — Funções de exportação

Funções de demanda e de oferta de exportação podem ser especificadas assumindo que os produtos importados não são substitutos perfeitos para os bens domésticos. Em um modelo competitivo com custos marginais constantes, se se supõe que os bens são substitutos perfeitos, dever-se-ia observar uma dominação plena de cada mercado ou por bens importados ou por bens exportados, ou seja, a elasticidade-preço seria infinita. Mas não é isto que se observa nos mercados internacionais, justificando-se a hipótese de substituição imperfeita [ver Magee (1975, p. 178)]. Como conseqüência, é possível estimar elasticidades-preço finitas tanto para a oferta quanto para a demanda de produtos de exportação e de importação. O modelo de substitutos perfeitos, por outro lado, aplica-se ao comércio com bens homogêneos como as *commodities*. Neste caso, parte-se da oferta e demanda mundiais e infere-se a elasticidade de cada país considerando-se a sua participação no comércio [Goldstein e Khan (1984)].

Assumindo o modelo de substitutos imperfeitos, as funções de demanda e de oferta de exportação podem ser escritas usando uma especificação log linear que assume elasticidade constante no tempo:

$$\ln X_t^d = a_{11} + a_{12} \ln (PX_t/PXW_t) + a_{13} \ln YW_t + u_{1t} \quad (1)$$

$$\ln X_t^s = b_{11} + b_{12} \ln (e_t PX_t S_t / PD_t) + b_{13} \ln YT_t + b_{14} \ln U_t + u_{2t} \quad (2)$$

onde X^d é a quantidade demandada de exportação
 X^s é a quantidade ofertada de exportação
 PX é o preço da exportação em dólares
 PXW é o preço dos bens competitivos no resto do mundo
 YW é a renda real no resto do mundo
 PD é o nível de preço doméstico
 S é a taxa média de subsídios
 YT é a capacidade produtiva doméstica (produto potencial)
 U é o índice de ciclos domésticos (utilização da capacidade)
 e é a taxa de câmbio nominal
 u_1, u_2 são termos de distúrbios aleatórios com média zero, variância constante, independentes das variáveis exógenas e $\text{Cov}(u_1, u_2) \neq 0$, geralmente, porque há simultaneidade no sistema.

A demanda por exportação depende negativamente do preço relativo (PX/PXW) e positivamente, sob condições normais, da renda real do resto do mundo.³ A oferta de exportação depende positivamente do preço relativo [$ePX(S)/PD$] e também positivamente, sob condições normais, da capacidade instalada. Depende negativamente do índice de ciclos domésticos (utilização da capacidade) porque, nas fases ascendentes dos ciclos, uma eventual preferência pelo mercado doméstico pode reduzir a oferta de exportação.

O índice de preço doméstico tem um papel dual na função de oferta de exportação. Supondo um dado nível de preço de exportação, a rentabilidade de produzir bens exportáveis cai quando os custos domésticos sobem, PD serve como uma *proxy* para estes custos. Segundo, quando PD sobe relativamente, a rentabilidade de *vender* no exterior cai, reduzindo a oferta. Estes dois efeitos estão sumariados em PD , dado que diferentes índices de preço doméstico são correlacionados.

O sinal e a magnitude do coeficiente para a capacidade produtiva depende da orientação comercial seguida pelo país. Sob padrões normais de comércio, o sinal esperado de b_{13} é positivo: na medida em que cresce a capacidade produtiva, também cresce a oferta para os mercados doméstico e externo. O coeficiente pode ser maior que a unidade (indicando um viés pró-comércio), unitário (efeito neutro da capacidade sobre as exportações), menor que a unidade (viés anticomercial fraco) ou negativo (viés anticomercial forte).

A inclusão de um indicador para os ciclos domésticos (U) objetiva captar os efeitos dos ciclos da demanda interna sobre a oferta de exportação. Durante os períodos de *boom*, os produtores podem preferir suprir o mercado doméstico para preservar suas participações nesse mercado. Outros fatores tais como estrangulamentos setoriais, insuficiência nos transportes, armazenamento e equipamentos portuários podem se adicionar para reduzir a quantidade ofertada para exportação. Cardoso e Dornbusch (1980) dão duas hipóteses adicionais sobre o porquê de afetarem estes fatores a oferta. O mercado doméstico pode ser considerado um "mercado cativo" onde a demanda é satisfeita com base em contratos implícitos de longo prazo, os quais não são diretamente influenciados por variações de preço. Quando há controles de preço, adicionalmente, o preço legal e o preço efetivamente pago no mercado podem diferir ao longo do ciclo e esta diferença pode ser captada pela variável cíclica.

As equações (1) e (2) formam um sistema sobreidentificado. Qualquer uma das duas equações pode ser normalizada para a variável preço (tornando o preço a variável dependente) a fim de escrever um sistema simul-

³ Khan (1974) aponta que a elasticidade-renda estimada pode ser negativa se a exportação serve primariamente para completar um hiato de produto no resto do mundo. Se a exportação depende desta demanda residual, e se um aumento na renda mundial implica maiores produções domésticas que substituem as importações, então a_{13} será negativo.

tâneo em preço e quantidade. Este sistema pode ser estimado pelo método de Mínimo Quadrado de Dois Estágios (2SLS) ou por métodos sistêmicos tais como o de Máxima Verossimilhança de Informação Plena (FIML) ou o de Mínimo Quadrado de Três Estágios (3SLS). FIML e 3SLS são estimadores eficientes se o sistema estiver especificado corretamente. Mas sua aplicação com equações mal-especificadas aumenta o viés ou a inconsistência dos resultados porque os problemas com uma equação são carregados para as outras. Assim, o uso destes métodos deve ser reservado para situações em que o pesquisador possui bastante confiança quanto à especificação do modelo. Ao invés de usar FIML ou 3SLS em um sistema para preço e quantidade, estimamos as equações (1) e (2) usando 2SLS e instrumentando a variável preço. Isto corresponde a dar maior ênfase à explicação das variações na quantidade (ao mesmo tempo isto evita o problema de redefinir os coeficientes das equações (1) e (2) em decorrência da normalização). Os coeficientes redefinidos podem viesar o resultado se uma das funções é menos estável que a outra ou não tiver um bom ajuste aos dados.

A seguir enfocamos algumas questões sobre a especificação dos modelos. As equações (1) e (2) impõem algumas restrições nos parâmetros da variável preço que necessitam ser checadas. Se se assume homogeneidade no preço tanto para consumidores quanto para produtores, a variável preço relevante pode ser expressa como a razão entre dois preços: (PX/PXW) na equação da demanda e (ePX/PD) na equação da oferta. Do lado da demanda, isto implica que os consumidores se importam apenas com o preço relativo e não com os dois preços separados PX e PXW . Do lado da oferta, isto implica que os produtores não discriminam entre os mercados interno e externo.

As duas hipóteses podem ser questionadas. Os consumidores podem ter preferências por produtos com base na sua origem. Os produtores podem discriminar entre os mercados doméstico e externo quando se leva em conta fatores tais como a proximidade ao mercado, condições oligopolistas de suprimento e controle de redes de distribuição local. Mutti (1972) e Winters (1984) reportam evidências de discriminação nos mercados consumidor e produtor no comércio exterior dos Estados Unidos e do Reino Unido. Para testar a homogeneidade no preço, pode-se escrever versões não-restritas das equações (1) e (2), exprimindo a quantidade como uma função dos dois preços em separado e das demais variáveis.

A especificação das equações (1) e (2) não permite investigar o papel específico da taxa de câmbio real. A questão de como a taxa de câmbio real afeta o comércio é de grande interesse para países como o Brasil, que seguiram uma política de minidesvalorizações usando a taxa de câmbio real como variável-objetivo [Zini Jr. (1988a ou 1988c)]. A taxa de câmbio efetiva real pode ser introduzida na equação (2) decompondo-se o preço, isto é:

$$\ln(e_tPX_tS_t/PD_t) = \ln(e_tPWW_t/PWD_t) + \ln(PX_t/PWW_t) - \ln(PD_t/PWD_t) + \ln(S_t) \quad (3)$$

onde PIW é o índice de preço por atacado no resto do mundo
 PWD é o índice de preço por atacado doméstico.

Os quatro termos do lado direito de (3) representam a taxa de câmbio real, o preço real das exportações no mercado externo, o preço real das exportações no mercado doméstico e a taxa de subsídio, respectivamente. Os produtores podem responder diferentemente a cada uma destas variáveis, pois elas indicam o efeito real do câmbio, do preço externo, do preço interno e do subsídio. Pode-se conjecturar que a resposta ante mudanças em cada um destes fatores é diferenciada. É possível que, por causa da proximidade ao mercado, da discriminação entre mercados, da velocidade de transmissão da mudança e do modo como é captado o subsídio, cada uma dessas variáveis afete diferentemente a oferta. De todo modo, necessita-se testar se os coeficientes relativos destes quatro parâmetros são iguais, conforme implícito na equação (2). Permitindo-se respostas diferentes para cada uma destas variáveis, reescrevemos a equação de oferta como:

$$\ln X_t^s = b_{21} + b_{22} \ln (e_t PIW_t / PWD_t) + b_{23} \ln (PX_t / PIW_t) + \\ + b_{24} \ln (PD_t / PWD_t) + b_{25} \ln S_t + b_{26} \lambda T_t + b_{27} \ln U_t + u_{3t} \quad (4)$$

onde u_3 é um termo de distúrbio aleatório.

Substituindo a quantidade desejada pela quantidade efetivamente observada nas equações (1) e (2), tem-se um modelo de *equilíbrio* do comércio, no sentido de que tanto o mercado consumidor quanto o mercado produtor se equilibram instantaneamente. A presença de contratos de longo prazo, de informação imperfeita e de custos de adaptação torna razoável supor que o ajustamento a uma perturbação requer tempo. Se este é o caso, o modelo necessita ser modificado para incorporar algum mecanismo dinâmico de resposta. Isto é ainda mais importante quando o período de observação dos dados é curto, como um trimestre. Os modelos com estas características dinâmicas têm sido denominados modelos de *desequilíbrio* na literatura.

Um modo simples sugerido por Houthakker e Magee (1969) de introduzir dinâmica no sistema é assumir um modelo de ajustamento parcial. Isto corresponde a incluir uma variável dependente defasada do lado direito de (1) e (2).⁴ Um modelo de ajustamento parcial é uma forma particular do modelo geral de defasagens distribuídas com pesos decli-

⁴ Outros procedimentos de tratar modelos de *desequilíbrio* são disponíveis [veja Maddala (1983)], mas envolvem algum grau de arbitrariedade. Aurikko (1985) e Rios (1986) empregaram alguns destes métodos para estimar, respectivamente, as exportações da Finlândia e de manufaturados do Brasil. Os dois trabalhos não reportam ganhos significativos com estes procedimentos. Pelo contrário, os esquemas de máximo-mínimo implícitos em tais métodos impõem uma séria perda de graus de liberdade na estimação. Dividir os dados em observações que refletem excesso de demanda e excesso de oferta pode introduzir uma fonte de viés adicional.

nando geometricamente, também conhecido como esquema de "Koyck". Deixe a demanda e a oferta ajustar com uma defasagem:

$$\ln X_t - \ln X_{t-1} = d_1 (\ln X_t^d - \ln X_{t-1}) \quad (5)$$

$$\ln X_t - \ln X_{t-1} = d_2 (\ln X_t^e - \ln X_{t-1}) \quad (6)$$

onde d_1 e d_2 são coeficientes de ajustamento ($0 < d_1 < 1$, $0 < d_2 < 1$).

Substituindo, por sua vez, as equações (1) e (2) em (5) e (6):

$$\ln X_t = a_{31} + a_{32} \ln(PX_t/PXW_t) + a_{33} \ln YW_t + a_{34} \ln X_{t-1} + u_{4t} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln X_t = & b_{31} + b_{32} \ln(e_t PX_t S_t / PD_t) + b_{33} \ln Y T_t + b_{34} \ln U_t + \\ & + b_{35} \ln X_{t-1} + u_{5t} \end{aligned} \quad (8)$$

onde u_4 e u_5 são distúrbios aleatórios.

Os demais coeficientes são: $a_{31} = a_{11}d_1$; $a_{32} = a_{12}d_1$; $a_{33} = a_{13}d_1$; $a_{34} = (1 - d_1)$; $b_{31} = b_{11}d_2$; $b_{32} = b_{12}d_2$; $b_{33} = b_{13}d_2$; $b_{34} = b_{14}d_2$; e $b_{35} = (1 - d_2)$.

As versões não-restritas das equações (7) e (8), bem como a versão que isola a taxa de câmbio real, podem ser estimadas usando este mesmo esquema de resposta dinâmica.⁵ Note que com a utilização deste esquema é possível distinguir entre elasticidade de curto prazo e de longo prazo. A elasticidade de curto prazo é o parâmetro estimado na regressão. A elasticidade de longo prazo é este parâmetro dividido pelo coeficiente de ajustamento d . Isto porque no longo prazo $X_t = X_{t-1}$ e $d = 1$.

Outro problema é a presença da variável tendencial YT na equação (2). Uma variável tendencial pode aumentar a multicolinearidade entre as variáveis explicativas levando a estimativas imprecisas dos parâmetros. Cardoso e Dornbusch (1980) propõem o uso da razão entre a quantidade exportada e a quantidade produzida domesticamente como a variável dependente em (2). Isto corresponde a assumir que uma fração "normal" da produção é dirigida ao mercado externo e desvios em torno deste nível são explicados pelas outras variáveis independentes. Mas isto implica que os coeficientes estimados não são mais elasticidades no sentido padrão; são, sim, elasticidades condicionais em relação à razão normal da quantidade exportada sobre o produto total. Por outro lado, dividir X por Y abstrai da endogeneidade que existe entre estas duas variáveis (ambas são determinadas conjuntamente). Pinto (1980) sobrepassa este problema exprimindo a variável dependente como a razão entre o produto exportado e

⁵ Outra alternativa é usar modelos com polinômios defasados sem impor um padrão uniforme de respostas defasadas (esquema de Almon). A estimação de tais modelos, entretanto, tem dado resultados de qualidade mista [Goldstein e Khan (1984, p. 1.068)].

o produto potencial. A variável dependente assim redefinida, X/YT , supõe que a expansão da capacidade é neutra sobre a quantidade exportada (ou que as firmas mantêm uma certa capacidade planejada para suprir os mercados externos).⁶ Funções de exportação usando a variável dependente assim redefinida também foram estimadas e são reportadas na Seção 4. Ao todo temos 16 especificações para a oferta de exportação e quatro para a demanda por exportação. A Tabela 2 mostra, com notação sumária, os diferentes modelos a serem estimados.

3.2 — Funções de importação

Supondo que é válido o modelo da economia pequena (oferta de importação infinitamente preço-elástica), uma função de importação log linear é dada por:

$$\ln M^d = c_{11} + c_{12} \ln(e_t PM_t / PD_t) + c_{13} \ln TR_t + c_{14} \ln U_t + c_{15} \ln YT_t + u_{6t} \quad (9)$$

onde M^d é a quantidade demandada por importação

PM é o preço da importação em dólares

PD é o preço doméstico dos produtos substitutos da importação

YT é a renda doméstica tendencial

U é o índice de ciclos domésticos

TR é a tarifa média

e é a taxa de câmbio nominal

u_6 é um termo de distúrbio aleatório.

O efeito renda é dividido em dois: um componente secular e um componente cíclico. A renda tendencial responde pela parcela das importações demandadas para o funcionamento normal da economia. Os fatores cíclicos respondem pela fração das importações associadas com as diferentes fases de um ciclo (possivelmente capturando as importações cíclicas de bens de capital). Além de distinguir entre os dois efeitos, isto ajuda a evitar um problema de simultaneidade entre as importações e o nível de renda doméstica (ambos são determinados conjuntamente).⁷ Thursby e

⁶ A validade da hipótese de um efeito neutro da expansão da capacidade sobre a oferta de exportação que justifica a divisão de X por YT pode ser verificada testando se b_{13} (ou b_{33}) é igual a 1. K. Wallis sugeriu testar equações de demanda para a variável X/YW . No entanto, como se verá na Seção 4, em vários casos o coeficiente estimado de YW é superior a 1. Portanto, as regressões para X/YW estariam sujeitas à ambigüidade das elasticidades condicionais.

⁷ Este problema, por exemplo, está presente na maioria dos estudos disponíveis de funções de importação para o Brasil.

TABELA 2

Especificações alternativas dos modelos

Modelos estáticos	Modelos dinâmicos
Funções de oferta de exportação	
1) $X = f \{ ePX(S)/PD, U, YT \}$	9) $X = f \{ ePX(S)/PD, U, YT, X(-1) \}$
2) $X = f \{ ePX/PD, S, U, YT \}$	10) $X = f \{ ePX/PD, S, U, YT, X(-1) \}$
3) $X = f \{ ePX, PD, S, U, YT \}$	11) $X = f \{ ePX, PD, S, U, YT, X(-1) \}$
4) $X = f \{ ePWW/PWD, PX/PWW, PD/PWD, S, U, YT \}$	12) $X = f \{ ePWW/PWD, PX/PWW, PD/PWD, S, U, YT, X(-1) \}$
5) $X YT = f \{ ePX(S)/PD, U \}$	13) $X YT = f \{ ePX(S)/PD, U, X(-1) \}$
6) $X YT = f \{ ePX/PD, S, U \}$	14) $X YT = f \{ ePX/PD, S, U, X(-1) \}$
7) $X YT = f \{ ePX, PD, S, U \}$	15) $X YT = f \{ ePX, PD, S, U, X(-1) \}$
8) $X YT = f \{ ePWW/PWD, PX/PWW, PD/PWD, S, U \}$	16) $X YT = f \{ ePWW/PWD, PX/PWW, PD/PWD, S, U, X(-1) \}$
Funções de demanda por exportação	
1) $X = f \{ PX/PXW, YW \}$	3) $X = f \{ PX/PXW, YW, X(-1) \}$
2) $X = f \{ PX, PXW, YW \}$	4) $X = f \{ PX, PXW, YW, X(-1) \}$
Funções de demanda por importação	
1) $M = f \{ ePM/PD, TR, U, YT \}$	4) $M = f \{ ePM/PD, TR, U, YT, M(-1) \}$
2) $M = f \{ ePM, PD, TR, U, YT \}$	5) $M = f \{ ePM, PD, TR, U, YT, M(-1) \}$
3) $M = f \{ ePWW/PWD, PM/PWW, PD/PWD, TR, U, YT \}$	6) $M = f \{ ePWW/PWD, PM/PWW, PD/PWD, TR, U, YT, M(-1) \}$

UBS : Forma funcional duplo-logarítmica.

X — Quantidade exportada
 M — Quantidade importada
 PX — Preço de exportação
 PD — Preço doméstico
 PM — Preço de importação
 YT — Produto potencial doméstico
 S — Taxa de subsídio
 e — Taxa de câmbio nominal
 TR — Tarifa média

YW — Renda real no resto do mundo
 PXW — Preço de exportação no resto do mundo
 PMW — Preço de importação no resto do mundo
 PWW — Preço por atacado no resto do mundo
 PWD — Preço por atacado doméstico
 θ — Indicador de ciclos domésticos
 $X(-1)$ — Quantidade exportada defasada
 $M(-1)$ — Quantidade importada defasada

Thursby (1984) testaram um número de diferentes funções de demanda por importação e concluíram que a versão dinâmica do modelo (9) é sustentada empiricamente para o Canadá, a Alemanha, o Japão e os Estados Unidos.

As tarifas e as barreiras não-tarifárias têm tido um papel significativo sobre as importações brasileiras. Embora haja boas estimativas da taxa de proteção efetiva do Brasil para anos específicos [Weisskoff (1979), Braga e Guimarães (1982), Tyler (1985) e Braga *et alii* (1987)], não há nenhuma série temporal publicada (do nosso conhecimento) cobrindo ano a ano o período entre 1970 e 1986. A variável que foi usada na estimação das regressões de importação é a tarifa média arrecadada (arrecadação tarifária sobre o valor da importação). Há uma limitação óbvia em usar esta variável porque a taxa de arrecadação tarifária não reflete a proteção efetiva e tampouco a existência de tarifas marginais proibitivas (e suas mudanças). Infelizmente não há alternativas simples. Quanto às barreiras não-tarifárias é sabido que elas são substantivas sob a forma de suspensão da guia de importação. A falta de algum índice temporal consistente de proteção não-tarifária ou de tarifa efetiva implícita (comparando pares de preços de fronteira) impediu a inclusão de uma variável separada para tal fator. O uso das reservas internacionais do país como *proxy* para a proteção não-tarifária não foi adotado por duas razões: primeiro, a qualidade das séries publicadas sobre as reservas não é homogênea devido às mudanças frequentes do conceito adotado para cálculo; segundo, pode-se questionar se o nível de reservas é de fato correlacionado com as barreiras não-tarifárias: possivelmente esta é uma *proxy* falha, pois vários outros elementos estão em jogo. O tratamento inadequado das barreiras tarifárias e não-tarifárias pode causar um viés na estimação se de fato houver uma variável omitida significativa. No entanto, o teste de especificação de modelo reportado na Seção 4 não rejeita as versões dinâmicas da equação (9).

A equação (9) é uma função de importação estática e com restrições implícitas sobre o parâmetro preço como já comentamos com relação às equações (1) e (2). Os mesmos argumentos levantados anteriormente — possível não-homogeneidade nos preços, desejo de isolar o papel da taxa de câmbio real e necessidade de investigar a resposta defasada das variáveis — aplicam-se aqui com igual validade. A equação (9) foi então testada contra as várias alternativas discutidas na seção anterior. Por brevidade, as manipulações algébricas foram omitidas. A Tabela 2 resume as especificações a serem estimadas.

4 — Procedimentos econométricos

Muitos estudos empíricos das funções de exportação e de importação reportam a existência de autocorrelação dos resíduos estatisticamente significativa [Thursby e Thursby (1984)]. Se o modelo é especificado corretamente,

a presença de autocorrelação positiva não causa um viés nos parâmetros estimados mas infla os desvios-padrão. O problema pode ser remediado quer pelo cômputo de estimativas consistentes dos erros-padrão ou valendo-se de algum procedimento consistente de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS). A autocorrelação nos resíduos, entretanto, também pode ser um sinal de modelos mal-especificados. Neste caso, as estimativas dos parâmetros, em si, são inconsistentes. Por esta razão, faz-se necessário um teste para distinguir entre estes dois casos.

Thursby (1981) propôs um procedimento de testes para discriminar entre autocorrelação de primeira ordem, erro na especificação da regressão e correlação dos resíduos de ordem maior. O principal objetivo do procedimento é descartar modelos mal-especificados e corrigir as regressões remanescentes de modo a obter estimativas consistentes dos parâmetros e preferencialmente com variância mínima.⁸ Devido à importância de obter estimativas consistentes para as elasticidades e à necessidade de discriminar entre os muitos modelos apresentados, o procedimento foi seguido aqui com uma variação.

O esquema proposto por Thursby consiste em três passos: um teste para autocorrelação de primeira ordem $AR(1)$, um teste para a especificação da regressão (*RESET*) e um teste para processos temporais não-autocorrelativos de primeira ordem e não-ruídos brancos do termo de distúrbio. O teste de erro na especificação da regressão (*RESET*), que se deve a Ramsey (1969), inspeciona a hipótese de que $E(u_t/X) = 0$, contra a alternativa de que um erro de especificação tenha ocorrido. Uma estatística *RESET* significativa indica que o modelo é mal-especificado. Se o modelo não é rejeitado por *RESET*, então outros testes são aplicados para determinar se a regressão deve ser corrigida por $AR(1)$ ou por algum outro processo não-de-primeira ordem dos distúrbios. Thursby usa um teste que ele chama *IRS* para distinguir entre $AR(1)$ e processos não-de-primeira ordem. Se se detecta um processo não-de-primeira ordem, as técnicas de Box-Jenkins são aplicadas para identificar o processo. Uma vez identificado o processo, a regressão é corrigida.

Adotou-se aqui um procedimento modificado no terceiro passo. As regressões foram testadas para erro na especificação (*RESET*) e para a presença de autocorrelação até a quarta ordem. O uso de dados trimestrais requer o teste específico de $AR(4)$, como se argumenta em Thomas e Wallis (1971) e Wallis (1972). Processos do tipo *MA* ou *ARMA* não foram inspecionados por duas razões. Primeiro, embora os processos de média móvel algumas vezes possam ser justificados pela teoria econômica

⁸ Seguindo as definições de Thursby e Thursby (1984), estimadores não-viesados são dados por modelos para os quais a média condicional dos distúrbios é zero ou $E(u_t/X_t) = 0$. Estimadores de variância mínima resultam de modelos nos quais os distúrbios são independentes no tempo ou $E(u_t, u_{t-k}) = 0$ para todo $k \neq 0$ (é por esta razão que se adota um procedimento para corrigir as regressões que são corretamente especificadas mas que apresentam *AR* significativos).

(justificando-se então a correção da regressão), o número de casos em que isto acontece é limitado [veja Nicholls, Pagan e Terrell (1975)]. Segundo, as técnicas de Box-Jenkins são muito custosas em termos de recursos computacionais e de consumo de tempo, fato que se potencia quando há um número tão grande de regressões a serem testadas como é o caso aqui.⁹

A autocorrelação dos resíduos foi testada nos modelos dinâmicos usando o segundo teste proposto por Durbin em seu famoso artigo de 1970 (no qual foi proposto o teste Durbin h). Judge *et alii* (1985) chamam este teste de Durbin M , Thursby e Thursby (1984) chamam-no de Durbin S . O teste consiste em regressar os resíduos estimados contra si próprios defasados e as demais variáveis explicativas da respectiva regressão e testar a significância dos parâmetros estimados dos coeficientes auto-regressivos. O teste de $AR(n)$ é feito com um teste F sobre a significância conjunta dos parâmetros auto-regressivos até a ordem n . Nos modelos estáticos, a presença de AR foi inspecionada com o teste padrão de Durbin Watson, pela checagem do gráfico da função de autocorrelação e pela significância dos coeficientes estimados da função de autocorrelação até $AR(4)$.

Um valor significativo para o teste de AR nos modelos estáticos implica ou a presença de ruído-não-branco (estimativas infladas dos desvios-padrão dos parâmetros, mas que não afetam a consistência das estimativas), ou média diferente de zero para os distúrbios (má especificação do modelo). Para os modelos dinâmicos, um valor significativo para o teste de AR significa estimativas inconsistentes (pois $E(X_{t-1}, u_t) \neq 0$). Neste caso a regressão necessita ser reestimada e testada novamente quanto à presença de autocorrelação. Para tornar X_{t-1} "independente" de u_t usam-se variáveis instrumentais (IV) [veja Fuller (1976) ou Harvey (1981)]. O uso de variáveis instrumentais para a variável dependente defasada foi necessário para a reestimação dos modelos dinâmicos de exportação agrícola, mineral e importação total.¹⁰ As regressões que mostravam AR foram corrigidas usando uma técnica iterativa de transformação plena (um procedimento GLS factível). Esta técnica é chamada de método Prais-Winsten para o caso de $AR(1)$ [Judge *et alii* (1985)], os quais se referem a esta técnica como um EGLS.

⁹ O teste LRS e o terceiro passo do procedimento de Thursby (1981) foram criticados por Knottnerus (1985). Um artigo recente de Godfrey (1987) — publicado após o término deste estudo — propõe uma estratégia alternativa para discriminar entre autocorrelação e má especificação da regressão, e oferece algumas sugestões para aumentar o poder de *RESET*.

¹⁰ A estimação dos modelos dinâmicos consistiu nos seguintes passos: se os testes DS de $AR(1)$ a $AR(4)$ fossem significativos, a regressão era reestimada usando variáveis instrumentais. Inspeccionava-se então a presença de AR na regressão IV , checando-se o gráfico da função de autocorrelação e a significância dos parâmetros auto-regressivos. Se necessário, a regressão reestimada era corrigida pela presença de AR , o que é justificado pois os regressores são então independentes. O teste *RESET* é aplicado nas regressões reestimadas.

Multicolinearidade foi inspecionada na matriz de variância cruzada dos regressores e pelo número de condição, mas não se tentou corrigir as regressões por este fator (quando a presença de multicolinearidade invalida o teste de hipóteses, isto é apontado no texto). A falta de constância da variância dos distúrbios (heterocedasticidade) não foi inspecionada em detalhe, mas a inspeção visual dos gráficos dos distúrbios estimados contra o tempo não indicou a presença de heterocedasticidade. A mudança temporal nos coeficientes foi inspecionada nos modelos não rejeitados por *RESET* com o uso de uma variável *dummy* para o período subsequente a 1980. As funções de demanda por exportação também foram testadas quanto à mudança estrutural nos parâmetros após 1980 pelo teste de Chow.

Dada a necessidade de discriminar entre os modelos testados e selecionar um modelo para cada grupo de produtos, adotou-se o procedimento de seleção descrito a seguir. O teste *RESET* permitiu descartar os modelos mal-especificados. Os modelos de oferta de exportação foram testados quanto à restrição de que o parâmetro da variável capacidade instalada (*YT*) fosse igual a 1, a fim de se escolher entre os modelos que usavam a razão X/YT e os que usavam *X* como a variável dependente.¹¹ A escolha final foi baseada em testes de modelos aninhados. Quando um modelo está aninhado dentro de um modelo mais geral, os coeficientes das variáveis do modelo mais geral foram testados. Se estes coeficientes são significativos, o modelo mais geral é escolhido.

Foram utilizados dados trimestrais submetidos a *ajuste para sazonalidade*, referentes ao período entre o primeiro trimestre de 1970 e o terceiro trimestre de 1986 (67 observações).¹² A descrição das variáveis, fontes e tratamento das observações é feita no Apêndice. Dois dos problemas colocados pelos dados merecem menção específica. Primeiro, o uso de índices de valor unitário das exportações e importações, embora costumeiro nesta área, pode aportar problemas de mensuração [veja o artigo clássico de Orcutt (1950)]. Assume-se aqui que estes problemas não são suficientemente sérios para invalidar a análise. Segundo, a estimação das elasticidades para o total da exportação e da importação pode viesar as estimativas das respectivas elasticidades quando houver mudanças importantes na composição do comércio (como de fato houve para a exportação total do Brasil

¹¹ As regressões com a variável dependente redefinida X/YT têm uma interpretação não-ambígua apenas quando o coeficiente da variável *YT* é igual a 1 na equação não-restrita. Se isto se dá, a divisão por *YT* não afeta a interpretação dos demais coeficientes.

¹² O leitor não deve confundir *ajuste para sazonalidade* com dados dessazonalizados, embora a confusão dos dois termos esteja se difundindo no Brasil. Dados com ajuste sazonal, na prática internacional, referem-se a dados temporais sobre os quais se faz um ajuste para minimizar a sazonalidade sem retirar a tendência da série. Este procedimento resulta em dados que são designados com as letras "s.a." em publicações internacionais (ver o *International Financial Statistics* e o *Main Economic Indicators* da OCDE). Já dessazonalizar uma série refere-se à técnica de série de tempo que retira a sazonalidade após retirar a tendência [Harvey (1981)].

no período estudado). Este fato motivou a estimação de regressões separadas para grupos de bens por setores de origem, assumindo que estes são mais homogêneos e menos sujeitos a problemas de agregação.

A divisão por grupos de origem setorial (produtos industrializados, agrícolas e minerais) foi adotada por ser comum nos estudos sobre exportação tanto no Brasil como no exterior. Com isto, mantivemos a possibilidade de comparar nossas estimativas com outras existentes na literatura. A mesma divisão foi adotada para a importação. Este enfoque é menos comum no Brasil, onde alguns estudos têm dividido as importações por categorias de uso (bens de consumo, intermediários e de capital). O problema com esta divisão é que o grupo de bens intermediários inclui o petróleo. Como o petróleo possui características bastante específicas (baixa elasticidade-preço), isto resulta em parâmetros não-informativos para o resto do grupo (o qual representa dois terços da importação total). Decidimos adotar aqui a divisão de origem setorial para as importações apoiando-nos em quatro motivos: simetria com o estudo das exportações, habitualidade desta divisão em estudos internacionais [Bond (1987a e 1987b) e Goldstein e Khan (1984, p. 1.086)], existência de dados publicados seguindo a classificação setorial e o fato de esta divisão permitir, na prática, o isolamento dos dados de importação de petróleo (tanto quantidade como preço) dentro do grupo de "produtos minerais". Isto evitou a necessidade de solicitar dados expurgados do comércio com o petróleo para a Fundação Getúlio Vargas, um expediente que atrasaria o estudo desnecessariamente.

O procedimento de estimação usado foi Mínimo Quadrado de Dois Estágios para todos os modelos de exportação e para os modelos dinâmicos de importação que indicavam a presença de *AR*. Os modelos de importação que não acusaram *AR* foram estimados por OLS (Mínimo Quadrado Ordinário). O programa *SAS* (versão 5) foi utilizado para efetuar os cálculos. Todas as regressões foram estimadas com uma constante, a qual está representada pela letra *c* nas tabelas de resultados da próxima seção. As variáveis preditas por variáveis instrumentais são evidenciadas nas tabelas de resultados com o uso de uma barra sobre a variável.

5 — Resultados das regressões

Os resultados das regressões estimadas para a exportação serão apresentados primeiro, seguidos dos resultados para as funções de importação. Inicialmente discutem-se os resultados para os produtos industrializados, pois este é o principal grupo da pauta de exportação brasileira (e supostamente são mais preço-elásticos que os demais). Os resultados para os produtos agrícolas, produtos minerais e total do comércio são apresentados em seguida, nesta ordem. Os seguintes sufixos são empregados nesta seção para distinguir os grupos: *i* = produtos industrializados, *a* = produtos agrícolas.

m = produtos minerais, t = total do comércio.¹³ Dadas as limitações de espaço da revista, a apresentação dos resultados foi sumariada aqui. Os resultados para os modelos estáticos (bem como alguns testes de diagnóstico) não são reportados porque com poucas exceções foram todos rejeitados por *RESET*. Os resultados completos podem ser encontrados em Zini Jr. (1988a, Cap. 4).

A Tabela 3 mostra as regressões para a oferta de exportação de produtos industrializados. Todos os modelos mostram bom ajustamento aos dados (R^2 acima de 0,93) e erro-padrão pequeno para o termo residual (0,10).¹⁴ Os diferentes parâmetros têm o sinal esperado, exceto subsídios nos modelos 2, 3, 6 e 7 e a variável PXi/PWW nos modelos 4 e 8. Os modelos dinâmicos têm boa *performance* e não mostram problemas nos distúrbios estimados. Estes modelos, portanto, estão estimados consistentemente.

Os coeficientes estimados para a variável dependente defasada são significativos nos modelos de 1 a 4; a oferta mostra uma inércia relevante de um trimestre a outro. O coeficiente estimado está entre 0,57 e 0,82, resultando em um valor entre 0,43 e 0,18 para o parâmetro de ajustamento d_2 .¹⁵ Enfocando os parâmetros para os preços, os modelos 1 a 3 têm baixos coeficientes para o preço-próprio, nenhum dos quais é significativamente diferente de zero. As regressões 5 a 8 (com Xi/YTi como a variável dependente), entretanto, mostram estimativas mais elevadas para estes coeficientes e a maioria deles é significativa. A elasticidade-preço de curto prazo para os modelos 5 a 7 está entre 0,11 e 0,15, e a elasticidade de longo prazo da oferta é 0,70 (veja a definição de elasticidade de longo prazo na Seção 2). A taxa de câmbio real é uma variável explicativa importante, significativamente diferente de zero. A oferta de exportação de produtos industrializados é responsiva a mudanças na taxa de câmbio real (elasticidade de curto prazo de 0,5 e elasticidade de longo prazo de 1,3).

¹³ As seguintes estatísticas são reportadas nas tabelas de resultados: R^2 = coeficiente de determinação, s = erro-padrão da regressão, DS = estatística t obtida para o coeficiente de $AR(1)$ no teste Durbin S (1970), $DS(4)$ = razão F assintótica de processos $AR(4)$ no procedimento DS de Durbin (1970), *RESET* = razão F assintótica para o teste *RESET* (* indica que a hipótese nula de não má especificação é rejeitada), $PX + PD = 0$ = razão F assintótica para a hipótese de que os coeficientes dos parâmetros de preços são iguais mas de sinal contrário (este teste será referido nesta seção como o teste da homogeneidade nos preços).

¹⁴ Testes F quanto à significância da regressão como um todo não foram incluídos nas tabelas, mas podem ser prontamente obtidos, onde aplicável, pela fórmula $(R^2/q) / [(1 - R^2) / (n - q)]$, onde q é o número de regressores e n é o número de observações. As magnitudes observadas de R^2 traduzem-se em estatísticas F significativas. A referência ao tamanho do erro-padrão da regressão (s) deve ser interpretada em relação ao tamanho médio da variável dependente. Dado o uso de logaritmos, o tamanho médio das variáveis dependentes está na faixa entre 4,0 e 4,4. Um baixo valor para s é um resultado desejável especialmente se se deseja fazer exercícios de simulação.

¹⁵ O período médio de ajustamento (número de períodos requerido para que 50% do ajustamento se verifique) pode ser calculado pela fórmula $(1 - d) / d$. Para d_2 igual a 0,43, são necessários 1,3 trimestre para que a metade do ajustamento ocorra.

A variável YTi é significativa nos modelos de 1 a 4 e informa que a oferta de exportação aumenta quando a capacidade instalada se expande. O teste em que o coeficiente de YTi é igual a 1 não é rejeitado, permitindo uma interpretação clara dos modelos de 5 a 8. O papel dos subsídios, no entanto, é questionado pelos resultados da Tabela 3. Os parâmetros estimados para subsídios não são significativamente diferentes de zero na maioria das regressões e são muito erráticos, sugerindo que os subsídios não são eficazes para aumentar a oferta de exportação. Entretanto, os parâmetros positivos (e significativos) nos modelos 4 e 8, colocam esta conjectura em xeque (pode-se questionar também a qualidade do indicador). O coeficiente do índice de atividade cíclica mostra um sinal negativo consistente e é significativo em quatro regressões. A hipótese de que, quando o mercado interno se aquece, a oferta de produtos industrializados cai, não é rejeitada. O teste de homogeneidade nos preços é rejeitado no modelo 8 mas não o é nos modelos 3 e 7. O teste é inconclusivo. Os modelos preferidos na Tabela 3 são 4 e 8. O modelo 8 tem a vantagem adicional de reduzir o número de condição (um indicador de multicolinearidade).

A Tabela 4 reporta as regressões para a demanda por exportação de produtos industrializados. Os dois modelos dinâmicos mostram excelente ajuste (R^2 acima de 0,98) e pequeno erro-padrão dos distúrbios (0,09). O teste de erro de especificação não rejeita o modelo 1 ao nível de 5% ou o modelo 2 ao nível de 2% (quanto maior o rigor do teste, mais difícil é de rejeitar um modelo). Os parâmetros de preço têm seus sinais esperados mas não são significativamente diferentes de zero. O baixo valor dos parâmetros de preço sugere que a demanda por exportação de produtos industrializados brasileiros é inelástica com relação a variações de preço. A elasticidade-preço de curto prazo é de 0,11 e 0,16 e a elasticidade de longo prazo é de 0,31 e 0,41 nos modelos 1 e 2, respectivamente. O coeficiente de ajustamento d_1 é de 0,40. A elasticidade-renda da demanda é elevada e significativa. A elasticidade de curto prazo é de 1,7 e a de longo prazo é de 4,3. O teste de homogeneidade no preço mostra que a hipótese de que os coeficientes de PXi e $PXWi$ são de tamanho igual e sinal oposto não pode ser descartada. O modelo 1 na Tabela 4 foi selecionado com base nos testes explicados anteriormente.

Os resultados das regressões estimadas para a oferta de exportação de produtos agrícolas estão na Tabela 5. As variáveis têm seus sinais esperados exceto por um sinal negativo para YTa e dois sinais positivos para a variável cíclica $YGAP$.¹⁶ Os modelos dinâmicos não são rejeitados por *RESET* mas mostram *AR* (4). A presença de *AR* (4) indica que o comércio com produtos agrícolas mantém uma longa "memória" dos eventos. Posto que o maior volume deste comércio é com produtos estocáveis (café, soja, milho, algodão), a memória longa é compatível com as informações exis-

¹⁶ $YGAP$ é um indicador alternativo para os ciclos domésticos. Refere-se ao hiato de produto dado pela diferença entre a linha de tendência e o produto interno bruto observado.

TABELA 3
Oferta de exportação de produtos industrializados: estimativas dos parâmetros

c	$\frac{\partial PX_t}{\partial Y_t}$	$\frac{\partial PX_t}{\partial PDI_t}$	$\frac{\partial PX_t}{\partial PI_t}$	$\frac{\partial PX_t}{\partial PMW_t}$	$\frac{\partial PX_t}{\partial PMD_t}$	$\frac{\partial PX_t}{\partial PMW_t}$	$\frac{\partial PX_t}{\partial PMD_t}$	S _t	U	Y _t	X _t (-1)	R ²	s	DS	DS(4)	RESID	PX+PMD=0
A — Variável dependente: $X_t = X_t$																	
1) 0,64	0,086								-0,478	0,559**	0,604**	98,2	3,09	1,06	0,76	0,58	—
	(0,067)								(0,316)	(0,195)	(0,094)						
2) 0,90	0,099								-0,001	0,541**	0,637**	98,2	0,09	1,01	0,68	0,58	—
	(0,077)								(0,255)	(0,343)	(0,200)						
3) 1,66		0,025	-0,055						-0,285	0,568*	0,627**	93,3	0,09	1,06	0,55	1,41	1,24
		(0,171)	(0,068)						(0,260)	(0,343)	(0,335)						
4) 0,82			0,571**	-0,055	-0,628				0,822	0,476*	0,567**	98,5	0,09	1,17	0,68	1,64	3,79
			(0,165)	(0,098)	(0,467)				(0,374)	(0,348)	(0,225)						
B — Variável dependente: $X_t = X_t/Y_t$																	
5) 3,61*	0,115*								-0,766**		0,822**	92,8	0,10	0,71	0,23	0,73	—
	(0,067)								(0,288)		(0,055)						
6) 4,63*	0,146*								-0,134		0,806**	92,9	0,10	0,31	0,16	0,67	—
	(0,073)								(0,247)		(0,297)						
7) 3,80		0,152*	-0,140						-0,050	-0,690*	0,747**	93,0	0,10	0,58	0,18	1,57	1,05
		(0,073)	(0,073)						(0,310)	(0,335)	(0,078)						
8) 3,46			0,561*	-0,048	-0,974**				0,544*	-0,666*	0,583**	94,1	0,08	1,01	0,54	1,05	0,49*
			(0,181)	(0,094)	(0,321)				(0,317)	(0,280)	(0,092)						

NOTAS: Definição das variáveis no Apêndice. O desvio-padrão está entre parênteses sob cada variável. Tamanho da amostra = 67.
** Significativo ao nível de 1%. * Significativo ao nível de 5%. — Significativo ao nível de 10%.

TABELA 4
Demanda por exportação de produtos industrializados: estimativas dos parâmetros

c	$\frac{\partial PX_t}{\partial PMW_t}$	$\frac{\partial PX_t}{\partial PI_t}$	$\frac{\partial PX_t}{\partial PMD_t}$	YW	X _t (-1)	s	R ²	DS(4)	RESID	PX+PMW=0
Variável dependente: $X_t = X_t$										
1) -6,17	-0,114			1,92**	0,629**	0,09	1,35	0,94	2,29	—
	(0,081)			(0,479)	(0,084)					
2) -6,34	-0,162	0,242		1,70**	0,507**	0,09	1,43	1,06	7,52	0,53
	(0,109)	(0,154)		(0,508)	(0,097)					

NOTAS: Definição das variáveis no Apêndice. O desvio-padrão está entre parênteses sob cada variável.
** Significativo ao nível de 1%. * Significativo ao nível de 5%. — Significativo ao nível de 10%.

tentes sobre o comércio de *commodities*. As regressões estimadas explicam de 50 a 65% das variações da oferta, mas em um certo sentido são insatisfatórias. A variável dependente defasada é significativa apenas nos modelos 4 a 6 mas estes são ambíguos no presente caso: as estimativas dos parâmetros de YTa mostram magnitudes erráticas nos modelos de 1 a 3, e o teste em que o coeficiente é igual a 1 é rejeitado (o coeficiente menor que 1 indica um viés antiexportador para a expansão agrícola no Brasil). As estimativas dos parâmetros das variáveis-preço são significativamente diferentes de zero na maioria dos modelos. A elasticidade-preço de curto prazo situa-se entre 0,20 e 0,35 e a elasticidade de longo prazo está entre 0,30 (modelo 1) e 0,50 (modelo 2). O coeficiente para a taxa de câmbio real não é significativo (note que a principal exportação agrícola, o café, tem regime cambial especial). O coeficiente do índice de atividade cíclica ($YGAP$) mostra o sinal negativo esperado na maioria das regressões mas não é significativo. Pode não haver efeito do ciclo doméstico sobre a oferta de produtos agrícolas (pois são produtos que são estocados) ou o resultado pode derivar do uso de uma *proxy* inapropriada ($YGAP$ pode não captar o efeito cíclico relevante para a agricultura); entretanto, o uso da variável U foi julgado inapropriado no presente caso (regressões usando U foram estimadas para propósitos comparativos mas tampouco indicaram um efeito cíclico relevante). O teste para homogeneidade nos preços não é rejeitado. A seleção de modelo aponta para o modelo 2.

As regressões para a demanda por exportação de produtos agrícolas — Tabela 6 — têm baixo R^2 e erro-padrão dos resíduos de 0,16. Os parâmetros estimados para o preço de exportação são significativos: a elasticidade de curto prazo é de cerca de 0,35 e a elasticidade de longo prazo é de cerca de 0,70. A homogeneidade nos preços não é rejeitada. A variável dependente defasada é significativa (coeficiente de ajustamento de 0,5). O parâmetro estimado para a renda mundial é errático e não muito significativo. Este resultado é consistente com o postulado de que a exportação de produtos agrícolas tem baixa elasticidade-renda (veja também a sugestão de Khan na nota de rodapé 3). O modelo 1 é o preferido na Tabela 6, embora nenhum deles seja plenamente satisfatório.¹⁷

As regressões para a oferta de exportação de produtos minerais são mostradas na Tabela 7. A multicolinearidade é um problema nos modelos 1 a 3: com exceção da capacidade instalada e da variável dependente defasada, as outras variáveis não são significativas e há freqüentes mudanças de sinal entre os coeficientes estimados. Os coeficientes de determinação são altos (acima de 0,9) nos modelos de 1 a 3 mas caem para 0,6 quando a variável dependente é expressa como a razão Xm/YTm . Embora

17. O modelo de substitutos perfeitos, que se aplica ao comércio com bens homogêneos, é uma alternativa interessante para a estimação de exportações agrícolas por produtos.

o teste de valor unitário do coeficiente de $Y T m$ seja rejeitado apenas no modelo 2, o tamanho do coeficiente estimado no modelo 2 e em modelos estáticos sugere um parâmetro acima de 1 (a queda de R^2 nos modelos 4 a 6 também indica isto). Nenhum dos parâmetros estimados para as variáveis preço ou taxa de câmbio real é significativo. Estes resultados indicam que a oferta de exportação de produtos minerais (basicamente minério de ferro) não é sensível a variações de preço no curto prazo. A oferta de exportação segue uma tendência ascendente bem definida (um viés pró-exportação) que preserva uma clara "memória" de eventos do passado, $AR(4)$. A presença de multicolinearidade torna difícil selecionar um modelo preferido. Os modelos 4 a 6 podem ser descartados porque dividir X_m por $Y T m$ não é apropriado. Com base em informações extra-amostra sobre o comércio com produtos minerais, o modelo 3 pode ser indicado como o modelo preferido no grupo.

A Tabela 8 mostra as regressões estimadas para a demanda por exportação de minérios. Elas têm altos coeficientes de determinação (acima de 0,9) e erros-padrão dos resíduos de cerca de 0,11. Os coeficientes estimados para a variável dependente defasada ficam entre 0,64 e 0,85 e são significativos. Os coeficientes para os preços não são significativamente diferentes de zero mas os parâmetros para a variável-renda são. A demanda por minérios do Brasil, portanto, não é muito afetada no curto prazo por mudanças nos preços — um resultado que é compatível com a informação de que contratos de longo prazo são comuns na área. Mas esta demanda demonstra ser afetada pela evolução da renda do resto do mundo (elasticidade de longo prazo de 1,5 no modelo 2). O modelo 2 é selecionado com base nos procedimentos de seleção explicados anteriormente.¹⁸

Os resultados das regressões para a oferta total de exportação são apresentados na Tabela 9. Eles mostram coeficientes de determinação elevados e baixo desvio-padrão dos distúrbios (0,08). Os sinais da maioria dos coeficientes estimados são os esperados, exceto para subsídios no modelos 1 a 4 e o preço-próprio nos modelos 4 e 8. Os modelos dinâmicos não mostram sinais de AR , ou seja, os modelos estão estimados consistentemente. O coeficiente da variável dependente defasada é significativo e o seu valor estimado está entre 0,5 e 0,7. Isto dá um coeficiente de ajustamento de 0,5 (modelos 1 a 4) e 0,3 (modelos 5 a 9) e uma defasagem média de ajustamento de 1 e 2,3 trimestres, respectivamente. A elasticidade em relação ao preço-próprio é bastante baixa e não é significativa. O coeficiente estimado para a variável capacidade instalada (YT) é consistentemente diferente de zero. Expressar a variável dependente como a razão $X_t/Y T t$ não resulta em estimativas melhores, embora sirva para reduzir um pouco o número de condições. O teste que o coeficiente sobre YT seja igual à uni-

¹⁸ A homogeneidade nos preços é rejeitada no modelo 2, o que não é um resultado crível para o comércio com bens homogêneos como os minérios. A presença de contratos de longo prazo pode viesar o teste. É possível também que o teste esteja viesado porque o valor unitário das exportações minerais brasileiras reflete o preço de um produto, o minério de ferro, ao passo que o índice PXW_m é o agregado de vários preços.

dade não é rejeitado: a oferta total de exportação cresce junto com a capacidade instalada.

A estimativa do parâmetro relativo à taxa de câmbio real é significativa nos modelos 4 e 8 da Tabela 9. A elasticidade de curto prazo com relação ao câmbio real é 0,31 no modelo 4 e 0,38 no modelo 8. As elasticidades de longo prazo são de 0,61 e 0,91, respectivamente. Os coeficientes estimados para subsídios não são significativos. Estes resultados novamente questionam a eficácia dos subsídios para aumentar a oferta de exportação. As estimativas dos parâmetros do efeito dos ciclos domésticos mostram o sinal negativo esperado mas em apenas dois modelos os coeficientes são significativos. A homogeneidade nos preços não é rejeitada. No agregado, os produtores não parecem seguir um padrão de apreçamento diferente nos mercados doméstico e externo. Os modelos 4 e 8 são destacados pelos critérios de seleção de modelo, porém o modelo 8 traz menores indicações de multicolinearidade.

A estimação da demanda total por exportação do Brasil resultou nas regressões contidas na Tabela 10. Observa-se que os coeficientes de determinação são elevados (acima de 0,97) e os desvios-padrão dos resíduos são baixos (0,08). O teste de especificação de modelos não rejeita os modelos 1 e 2. Os coeficientes da variável preço acusam os sinais esperados e são significativamente diferentes de zero ao nível de 10%. A estimativa da elasticidade de curto prazo é de 0,19 e a de longo prazo é de 0,95 no modelo 2 (defasagem média de ajuste de quatro trimestres). A renda real no resto do mundo é significativa, com elasticidade de curto prazo de 0,6 e elasticidade de longo prazo de 2,9. A homogeneidade nos preços não é rejeitada. O modelo 2 é o selecionado pelos critérios de seleção adotados.

A Tabela 11 reporta os resultados das regressões de demanda por importação de produtos industrializados. *RESET* não rejeita os modelos dinâmicos. Os coeficientes estimados para o efeito da variável dependente defasada são significativos e altos. Os coeficientes da variável preço-próprio têm o sinal negativo esperado e são significativos ao nível de 1% em todos os modelos. A elasticidade-preço de curto prazo dos modelos 2 e 3 é de 0,66 e a elasticidade de longo prazo é de 3,0. A taxa de câmbio real, entretanto, não é significativamente diferente de zero. Esta evidência sugere que as importações de produtos industrializados são preço-elásticas em relação ao próprio preço mas não o são em relação à taxa de câmbio real. A não-existência de similar nacional pode ser uma razão possível para a ausência de significado da taxa de câmbio real. A rejeição postulada da homogeneidade em preços no modelo 2 dá suporte a esta conjectura (a homogeneidade não é rejeitada no modelo 3 devido à alta correlação entre PX_i/PWW e PDI/PWD , o que viesou o teste). Os coeficientes da variável tarifas têm o sinal negativo esperado mas são significativos apenas no modelo 2. O índice de atividade doméstica cíclica tem um coeficiente positivo significativo nos modelos 1 e 2, indicando uma associação significativa entre os ciclos domésticos e a importação de produtos industrializados. Os coeficientes para a renda tendencial também são significativos – elasticidade-

TABELA 9
Oferta total de exportação: estimativas dos parâmetros

c	ePX_t/P_t	ePX_t/P_t	ePX_t/P_t	P_t	$ePWI/P_t$	PXI/P_t	PWI/P_t	S_t	Y_t	$X_t(-1)$	R^2	s	$\frac{DS}{s}$	$DS(4)$	RESET	$PX+PW=0$
A — Variável dependente: $X = X_t$																
1)	0,44	0,013 (0,064)									97,2	0,08	1,35	1,53	1,05	—
2)	1,44	0,029 (0,082)			-0,152 (0,323)	-0,375 (0,376)	-0,695** (0,184)			0,591** (0,110)	97,2	0,08	1,29	1,49	1,39	—
3)	2,27		0,004 (0,108)	-0,019 (0,082)	-0,382 (0,568)	-0,409 (0,335)	-0,748* (0,112)			0,571** (0,111)	97,2	0,08	1,13	1,37	1,44	0,24
4)	-5,14				0,307* (0,138)	-0,057 (0,100)	0,967 (0,329)			0,571** (0,112)	97,5	0,08	1,31	1,99	1,03	0,91
B — Variável dependente: $X = X_t; Y_t$																
5)	3,61*	0,068 (0,053)									79,7	0,03	0,73	1,35	1,46	—
6)	2,71	0,078 (0,080)			0,008 (0,318)	-0,634* (0,301)				0,710** (0,079)	79,7	0,08	0,61	1,29	2,28	—
7)	3,66		0,077 (0,078)	-0,063 (0,080)	0,085 (0,317)	-0,381 (0,334)				0,592** (0,110)	90,5	0,03	1,38	1,48	1,05	2,74
8)	0,84				0,375** (0,129)	-0,083 (0,099)	0,237 (0,751)			0,586** (0,081)	82,2	0,08	0,71	1,57	1,49	0,04

NOTAS: Definição das variáveis no Apêndice. O desvio-padrão está entre parênteses sob cada variável. Tamanho da amostra = 67.

: ** Significativo ao nível de 1%; * Significativo ao nível de 5%; + Significativo ao nível de 10%.

TABELA 10
Demanda total por exportação: estimativas dos parâmetros

c	P_t^e/P_t	PXI/P_t	PWI	$X_t(-1)$	R^2	s	DS	$DS(4)$	RESET	$PX+PW=0$
Variável dependente: $X = X_t$										
1)	0,85 +	-0,195* (0,083)	0,503 (0,398)	0,795** (0,113)	97,5	0,08	0,51	2,09 +	1,57	—
2)	-2,07	-0,171 - (0,089)	0,131 (0,138)	0,801** (0,113)	97,5	0,08	0,51	2,15 +	1,39	0,81

NOTAS: Definição das variáveis no Apêndice. O desvio-padrão está entre parênteses sob cada variável.

** Significativo ao nível de 1%; * Significativo ao nível de 5%; + Significativo ao nível de 10%.

As equações 1 e 2 foram corrigidas para ARCH.

renda de curto prazo de 1,2 e elasticidade de longo prazo de 4,0. O modelo 2 é o selecionado neste grupo.¹⁹

A Tabela 12 mostra os resultados das regressões para as importações de produtos agrícolas. O erro-padrão da regressão é alto (0,25) comparativamente ao tamanho médio da variável Ma (4,2). *RESET* não rejeita o modelo 2 ao nível de 5% e os modelos 1 e 3 ao nível de 2%. O coeficiente sobre o preço da importação é negativo em todos os modelos, mas apenas no modelo 2 é significativo. A taxa de câmbio real não é significativamente diferente de zero. A hipótese de homogeneidade nos preços é rejeitada mas o teste possivelmente está viesado pela presença de multicolinearidade e pelos controles que o governo federal impõe sobre estas importações. Os coeficientes para a variável tarifas mostram o sinal errado e não são significativos. Os coeficientes estimados para a variável renda-tendencial são positivos e significativos nos três modelos. O modelo selecionado neste grupo é o modelo 2.

As regressões para a importação de produtos minerais — Tabela 13 — têm altos coeficientes de determinação (R^2 acima de 0,9) mas apresentam alguns problemas. O teste de especificação *RESET* rejeita todos os modelos exceto o modelo 2 ao nível de 2%. Isto sugere que outros fatores estão em jogo na importação de produtos de origem mineral. Estas importações são principalmente de petróleo bruto e seguem um processo centralizado de compras administrado pela Petrobrás. Os dados da variável Mm também não têm a mesma qualidade que os demais (os valores setoriais do período de 1970 a 1971 não estão disponíveis nas séries publicadas na *Conjuntura Econômica* e tiveram que ser construídos diretamente com os dados da série sobre a importação de petróleo). As estimativas dos parâmetros relativos a preço de importação, taxa de câmbio real e tarifas não são significativos. Os coeficientes estimados de atividade cíclica e renda são positivos e relevantes (no modelo 2) mas mostram variações numéricas elevadas. O mesmo ocorre com os coeficientes para a variável defasada Mm . O modelo 2 é o preferido na Tabela 13, indicando que a importação de produtos minerais segue um processo com uma tendência distinta explicada pelo crescimento do produto doméstico (alto coeficiente de Y^Tm) e tem baixa elasticidade-preço.

¹⁹ A variável renda tendencial (YT) foi usada nas funções de importação para distinguir entre os efeitos renda secular e ciclos e para evitar uma possível simultaneidade entre as importações e o nível de produto doméstico. Se apenas o último fator estivesse em questão, poderíamos ter utilizado variáveis instrumentais com relação à renda doméstica para evitar a simultaneidade (estimando uma variável $YBhat$). Este procedimento resulta diretamente em elasticidades-renda mas oblitera a distinção entre os efeitos tendência e ciclos. Estimamos regressões usando a variável $YBhat$ para compararmos com o método que distingue YT e U . Os resultados obtidos (que não estão reportados mas podem ser obtidos com o autor) foram comparáveis aos obtidos com o método adotado, exceto que os coeficientes do efeito renda sobre a variável $YBhat$ é maior (já que reúne os dois efeitos em si).

TABELA 11
 Demanda por importação de produtos industrializados: estimativas dos parâmetros

C	ePM_i/PD	ePM_i	PDI	$ePMW_i/PWD$	PM_i/PMW	PDI_i/PWD	IR	U	YT	$M(-1)$	R^2	s	DS	$DS(4)$	$RESET$	$PM_i/PD=0$
Variável dependente: $M = M_i$																
1)	6,32	-0,460** (0,147)					-2,14 (1,54)	1,11* (0,540)	0,321** (0,131)	0,876** (0,090)	94,1	0,08	0,64	3,00*	1,66	—
2)	6,57	-0,558** (0,151)	0,406** (0,145)				-3,78* (1,62)	1,68** (0,623)	1,18* (0,492)	0,998** (0,122)	94,4	0,08	1,02	2,93*	2,00	3,45*
3)	5,32			-0,149 (0,243)	-0,769** (0,224)	0,309 (0,645)	-1,49 (1,57)	0,941 (0,538)	0,195 (0,221)	0,864** (0,088)	94,4	0,08	0,85	3,17*	2,13	0,54

NOTAS: Definição das variáveis no Apêndice. O desvio-padrão está entre parênteses sob cada variável. Tamanho da amostra = 67.
 ** Significativo ao nível de 1%; * Significativo ao nível de 5%; + Significativo ao nível de 10%.
 As equações 1 a 3 foram corrigidas para AR(1).

TABELA 12
 Demanda por importação de produtos agrícolas: estimativas dos parâmetros

C	ePM_a/PD	ePM_a	PDI_a	$ePMW_i/PWD$	PM_a/PMW	PDI_a/PWD	IR	U	YT	$M(-1)$	R^2	s	DS	$DS(4)$	$RESET$	$PM_a/PD=0$
Variável dependente: $M = M_a$																
1)	-29,7+	-0,058 (0,091)					4,72 (2,66)	1,34 (0,969)	0,885** (0,285)	0,475** (0,107)	74,9	0,25	1,11	2,13	2,27*	—
2)	-8,04	-0,263* (0,120)	0,124 (0,091)				-2,79 (3,42)	0,496 (0,947)	1,90** (0,523)	0,390** (0,109)	77,2	0,24	1,81	1,75	1,36	6,07*
3)	-34,9+			0,073 (0,479)	-0,156 (0,184)	0,001 (0,150)	5,55+ (3,19)	1,64 (1,27)	0,897* (0,309)	0,479** (0,113)	75,1	0,25	1,02	2,98*	2,45*	0,35

NOTAS: Definição das variáveis no Apêndice. O desvio-padrão está entre parênteses sob cada variável. Tamanho da amostra = 67.
 ** Significativo ao nível de 1%; * Significativo ao nível de 5%; + Significativo ao nível de 10%.

TABELA 13

Demanda por importação de produtos minerais: estimativas dos parâmetros

c	$ePMi/PD$	$ePMm$	PMm	$ePWW/PWD$	PMm/PWW	Pm/PWD	IR	U	YI	$Mm(-1)$	R^2	s	DS	$DS(4)$	$RESET$	$PM+PD=0$
Variável dependente: $M = Mm$																
1)	-5,48	-0,075 (0,086)					0,680 (1,28)	0,427 (0,377)	0,720+ (0,121)	0,939** (0,086)	99,8	0,10	-2,97*	3,67*	3,57*	—
2)	-16,1**	-0,045 (0,052)	0,251** (0,062)				0,115 (0,988)	1,49** (0,326)	3,21** (0,471)	0,048 (0,132)	92,6	0,09	-0,71	0,69	3,15*	43,6*
3)	-7,13			0,131 (0,227)	-0,077 (0,006)	-0,16; (0,173)	1,59 (1,31)	0,955 (0,422)	0,029 (0,165)	0,941** (0,089)	90,3	0,10	-2,32*	3,01*	2,48*	2,43

NOTAS: Definição das variáveis no Apêndice. O desvio-padrão está entre parênteses sob cada variável. Tamanho da amostra = 67.

** Significativo ao nível de 1%; * Significativo ao nível de 5%; + Significativo ao nível de 10%.

Equações 1 e 3 foram corrigidas para AR(1).

TABELA 14

Demanda total por importação: estimativas dos parâmetros

c	$ePMi/PD$	$ePMt$	PDt	$ePWW/PWD$	PMt/PWW	PDt/PWD	TR	U	YI	$M(-1)$	R^2	s	DS	$DS(4)$	$RESET$	$PM+PD=0$
Variável dependente: $M = Mt$																
1)	-1,34	-0,074 (0,102)					-0,280 (1,10)	0,660+ (0,428)	0,119+ (0,088)	0,895** (0,077)	91,1	0,09	-1,33	3,36*	1,03	—
2)	0,30	-0,181* (0,053)	0,069 (0,078)				-1,92* (0,950)	1,29** (0,368)	1,28** (0,371)	0,610** (0,101)	92,3	0,08	-1,43	1,67	2,23*	9,70*
3)	-1,03			-0,064 (0,218)	-0,077 (0,139)	0,018 (1,30)	-0,274 (1,19)	0,638 (0,538)	0,114 (0,115)	0,895** (0,089)	90,9	0,09	-1,25	2,94*	3,36*	0,01

NOTAS: Definição das variáveis no Apêndice. O desvio-padrão está entre parênteses sob cada variável. Tamanho da amostra = 67.

** Significativo ao nível de 1%; * Significativo ao nível de 5%; + Significativo ao nível de 10%.

As equações 1 e 3 foram corrigidas para AR(1).

A Tabela 14 reporta as estimativas dos parâmetros para a demanda total por importação. *RESET* não rejeita o modelo 1 ao nível de 5% e o modelo 2 ao nível de 3%. A estimativa do parâmetro relativo à variável dependente defasada é de 0,8 no modelo 1 e de 0,6 no modelo 2 e é significativo nos dois casos. Os coeficientes das variáveis preço de importação e tarifas mostram o sinal negativo esperado mas são significativos apenas no modelo 2. Os coeficientes da taxa de câmbio real e dos preços domésticos não são significativos. As estimativas dos coeficientes de atividade cíclica e da renda tendencial são positivas e significativas nos modelos 1 e 2. O modelo 2 é o selecionado dentre os modelos do grupo.

6 — Resultados gerais

O teste das regressões quanto ao erro na especificação resultou em um resultado geral: uma rejeição repetida dos modelos estáticos e a não-rejeição das especificações dinâmicas. Embora a rejeição dos modelos estáticos não seja inesperada devido ao uso de dados trimestrais, a não-rejeição dos modelos dinâmicos é um resultado robusto. A defasagem média estimada nos modelos dinâmicos tipicamente é inferior a 2, exceto para a demanda total de importações e a exportação de produtos industriais, indicando que em um semestre tem-se ao menos metade do ajustamento à mudança de uma variável relevante.

Outro resultado geral importante vindo dos testes de modelos aninhados foi a melhor *performance* dos modelos que desagregam a variável preço em seus diversos componentes. A prática de usar uma única variável composta que mistura a influência de três ou quatro variáveis diferentes não é, portanto, recomendada e obscurece os impactos diferenciados das variáveis.

A divisão da variável dependente pelo produto potencial não é uma restrição imprópria nas funções de exportação de produtos industrializados e total das exportações, isto é, a hipótese de efeito neutro da expansão da capacidade sobre a oferta de exportação não foi rejeitada para estes dois grupos, mas foi rejeitada para as exportações agrícolas; no caso dos minerais o teste é inconclusivo devido à presença de multicolinearidade.

A utilização de especificações uniformes para as equações tem a vantagem de permitir comparações intergrupos para as elasticidades estimadas. Por outro lado, a especificação adotada parece ser mais adequada para os produtos industrializados e para o total do comércio, pois estes grupos aproximam melhor a hipótese de substituição imperfeita. Mesmo com algumas limitações, a especificação adotada permite extrair diversas informações sobre o comércio de produtos agrícolas e minerais, como se verificou.

A Tabela 15 resume os principais resultados numéricos e traz as elasticidades de longo prazo dos modelos estimados para cada grupo de produtos. Começando pelas importações, a seleção do modelo 2 dentre os modelos de demanda por importação é um resultado robusto. As elasticidades estimadas indicam que a demanda por importação de produtos industrializados é preço-elástica mas as importações de produtos minerais não o são (estes são os dois principais grupos de importação). Seus efeitos combinados resultam em um valor de 0,5 para a elasticidade-preço das importações totais. Todos os quatro grupos de importações têm elasticidades-renda significativas tanto para o componente renda-secular quanto para o efeito cíclico.²⁰

A elasticidade-preço da oferta de exportação apresentada na Tabela 15 é a resposta de longo prazo a mudanças na taxa de câmbio real.²¹ A elasticidade da oferta com relação à taxa de câmbio real é mais elevada

TABELA 15

Resumo: elasticidades de longo prazo do comércio brasileiro

	Preço	Renda	Efeito cíclico	Tendência	Tarifas/ Subsidio	Defasagem média	Homogeneidade em preço	Tabela (equação)
Oferta de exportação								
Industriais	1,39*	--	-1,59*	(1,0)*	1,5*	1,4	rejeitada	3 (eq. 8)
Agrícolas	0,54	--	-0,77	0,1	--	0,4	não-rejeitada	5 (eq. 3)
Minerais	0,99	--	0,77	1,3	--	2,0	não-rejeitada	7 (eq. 3)
Total	0,91*	--	-0,99	(1,0)*	0,2	1,4	não-rejeitada	9 (eq. 8)
Demanda por exportação								
Industriais	-0,31	4,92*	--	--	--	1,7	não-rejeitada	4 (eq. 1)
Agrícolas	-0,71*	-0,19	--	--	--	0,9	não-rejeitada	6 (eq. 1)
Minerais	-0,05	1,85 †	--	--	--	1,8	rejeitada	8 (eq. 2)
Total	-0,95	2,89 †	--	--	--	3,9	não-rejeitada	10 (eq. 1)
Demanda por importação								
Industriais	-1,35*	3,94*	5,59*	--	12,5*	2,3	rejeitada	11 (eq. 2)
Agrícolas	-0,43*	3,25*	1,63	--	4,6*	0,6	rejeitada	12 (eq. 2)
Minerais	-0,05	3,37*	1,55*	--	0,1	0,1	rejeitada	13 (eq. 2)
Total	-0,46*	3,29*	3,31*	--	4,9*	1,6	rejeitada	14 (eq. 2)

Defasagem média: número de trimestres para que 50% do ajustamento ocorra.

* Significativo ao nível de 5%; † Significativo ao nível de 10%.

²⁰ O coeficiente de longo prazo do efeito cíclico deve ser interpretado do mesmo modo que os demais. Trata-se da resposta total da variável dependente ao longo do tempo a uma mudança na variável exógena (no caso o ciclo doméstico). A adoção do esquema de Koyck impõe o mesmo padrão de resposta defasada para todas as variáveis.

²¹ Os modelos escolhidos pelo procedimento de seleção explicado na Seção 3 são apresentados na Tabela 15 com uma exceção: as elasticidades da oferta de exportação de produtos agrícolas referem-se ao modelo 3 da Tabela 5 a fim de destacar o papel da taxa de câmbio real; no processo de seleção em si, o modelo 2 da Tabela 5 indicava uma vantagem fraca sobre os demais.

para os produtos industrializados que para os outros grupos setoriais e é mais elevada para os minérios que para as exportações agrícolas. A elasticidade com relação aos ciclos da demanda interna mostra uma clara relação inversa entre os ciclos domésticos e a oferta de exportação de produtos industrializados, agrícolas e total da exportação. Pode-se interpretar este resultado como refletindo a orientação da economia brasileira para o mercado doméstico. A elasticidade com relação à capacidade instalada (produto potencial) é significativa para os produtos industrializados, minerais e total exportado.

As funções de demanda por exportação mostram baixas elasticidades-preço e altas elasticidades-renda. Por um lado, este não é um mau resultado, pois é desejável que as exportações tenham alta elasticidade-renda, já que a renda mundial vem crescendo. Mas esta é uma variável sobre a qual a autoridade doméstica não detém controle. Por outro lado, as elasticidades estimadas implicam que a demanda por exportação não é muito responsiva a mudanças nos preços de oferta e sugere que o lado da demanda pode ser o fator limitativo ao aumento da receita das exportações.²² A elasticidade-preço da demanda por produtos industrializados ($-0,31$) parece ser baixa quando comparada com estimativas prévias (que sugerem um valor em torno de -1).²³ Embora possa haver diversas razões, este valor não pode ser descartado se se consideram alguns dos problemas econômicos dos anos 80. A forte queda observada nos termos de troca não levou a uma expansão na receita das exportações, apesar do aumento da quantidade exportada. A recessão nos países industrializados, o aumento do protecionismo e a retração dos mercados dos países em desenvolvimento podem ter reduzido a elasticidade-preço da demanda no período recente. Isto se refletiria mais intensamente neste estudo que nos prévios, pois mais de um terço da amostra usada aqui refere-se ao período pós-1980.

Os problemas econômicos dos anos 80 sugerem a necessidade de testar para uma possível mudança estrutural nas equações. Isto foi feito com o uso de uma variável *dummy* para os valores pós-1980. O teste rejeitou a significância da *dummy* em todos os grupos exceto a demanda por exportação de produtos industrializados e a demanda total por exportações. No entanto, o teste de Chow de mudança estrutural dos parâmetros não confirmou esta mudança, resultando em uma ambigüidade. Por esta razão optamos por não reportar as regressões com a *dummy* e tampouco as

²² Fazendo um gráfico do preço real das exportações brasileiras contra o tempo, observa-se que este preço elevou-se de modo quase monotônico nos anos 70, mas caiu marcadamente nos anos 80. Devido à baixa elasticidade-preço da demanda, isto representou perdas substanciais na receita de exportações. Se a elasticidade-preço da demanda fosse alta, o menor preço real ter-se-ia traduzido em uma maior receita de exportação. Ver Zini Jr. (1988b) para séries desagregadas das exportações e importações do Brasil nos anos 80.

²³ O valor de $-0,31$ está próximo da estimativa feita por Marian Bond do FMI para a demanda por exportações de manufaturados dos países em desenvolvimento ($-0,37$). A Tabela 17 reporta essas elasticidades.

regressões reestimadas para o período 1980/86. A questão merece mais investigações (inclusive no tocante ao ano do corte) e é deixada para uma pesquisa futura.

Duas outras questões também merecem uma inspeção maior em estudos futuros. Uma é a adequação de usar esquemas de Koyck para modelar os efeitos defasados de mudanças nos preços e quantidade; o esquema de Koyck impõe uma trajetória decrescente uniforme para todas as variáveis e esta pode ser uma restrição bastante forte. Outra, é a resposta de longo prazo da oferta a mudanças na taxa de câmbio real. A literatura sobre o modelo da economia dependente sugere que o principal efeito de longo prazo de uma desvalorização real é a realocação de recursos produtivos para o setor de bens comerciáveis. Tal efeito não é captado pelas equações de comércio estimadas aqui. Estas equações não se prestam para investigar a expansão da capacidade instalada.²⁴

7 — Estimativas prévias

As Tabelas 16 e 17 trazem algumas estimativas existentes na literatura sobre as elasticidades-preço e renda dos países desenvolvidos e em desenvolvimento. Estas tabelas servem para estabelecer padrões comparativos e por serem auto-explicáveis não precisam ser descritas.²⁵ A Tabela 18 traz um resumo comparativo das elasticidades de longo prazo estimadas para o comércio brasileiro por estudos que usaram especificações comparáveis com

²⁴ Balassa *et alii* (1986) postulam que os métodos usuais de estimação de equações de comércio viesam para baixo a medida da elasticidade-preço. Um viés para cima da medida da elasticidade-renda conduz a um viés para baixo da elasticidade-preço da demanda por exportação (embora o mesmo seja verdadeiro na outra direção, invertendo o raciocínio). Eles também chamam a atenção para o fato de que o efeito de longo prazo de uma mudança da taxa de câmbio real sobre os investimentos não são captados pelas equações de comércio. Maurício Barata Pinto observou que as equações como as usadas aqui (baseadas em equilíbrio parcial) permitem pouca interação com outras variáveis domésticas. Pinto (1983) faz uma tentativa neste sentido mas suas equações reduzidas finais se diferem pouco das estimadas aqui (ver a Tabela 19). Em conclusão, um caminho a ser perseguido em modelagens futuras é integrar melhor o mercado doméstico e o setor externo.

²⁵ Após rever as estimativas de elasticidades vindas de estudos comparativos (parcialmente reproduzidas na Tabela 16), Goldstein e Khan concluem que: “[Supondo elasticidade-preço da oferta infinita] se a condição de Marshall-Lerner é considerada como a linha divisória entre os otimistas das elasticidades e os pessimistas, nós interpretamos [a tabela] como estando firmemente no campo dos otimistas das elasticidades” [Goldstein e Khan (1984, p. 1.076)]. Esta é uma afirmação de certo modo tendenciosa. A Tabela 16 indica que a oferta não é infinitamente preço-elástica e que a elasticidade da demanda por exportação dificilmente é maior que 1.5.

as usadas aqui. Este resumo é baseado nas regressões reproduzidas nas Tabelas 19 e 20. Uma vez que a metodologia usada varia de estudo para estudo, é útil mencionar as diferenças mais importantes do presente estudo. Exceto por Moraes (1986), quase todos os estudos anteriores das elasticidades do comércio brasileiro usaram dados anuais (tipicamente entre 15 e 20 observações; um estudo usou apenas nove observações). A maioria dos estudos vinha se concentrando no comércio com produtos industrializados, relegando os demais grupos ao segundo plano. Este estudo usa dados trimestrais e estima as elasticidades para os diferentes grupos por origem setorial e total para as exportações e para as importações (oito grupos) com um procedimento uniforme tanto na especificação dos mode-

TABELA 16

Elasticidades-preço e renda de equações de comércio para países industrializados

	Elasticidade-preço		Elasticidade-renda	
	Países industriais*	Estados Unidos	Países industriais*	Estados Unidos
<i>Demanda por exportação</i>				
— Houthakker e Magee (1969)	-1,04	-1,51	1,72	0,99
— Goldstein e Khan (1978)	-1,91	-2,32	1,90	1,01
— Basevi (1973)	-1,48	-1,44	1,13	0,92
— Gylfason (1978)	-1,04	-0,62	n.d.	n.d.
<i>Oferta de exportação</i>				
— Goldstein e Khan (1978)	2,76	6,60	1,01	0,06
— Gylfason (1978)	1,30	2,40	n.d.	n.d.
— Geraci e Prewo (1980)	6,20	12,2	n.d.	n.d.
<i>Demanda por importação</i>				
— Houthakker e Magee (1969)	-0,81	-1,03	1,64	1,68
— Goldstein, Khan e Officer (1980)	-0,57	-1,12	1,50	1,84
— Geraci e Prewo (1980)	-0,73	-1,23	1,51	1,52
— Thursby e Thursby (1984)	-0,32	-0,20	1,39	1,72

FONTE: Médias obtidas de tabelas-resumos de Goldstein e Khan (1984) e Thursby e Thursby (1984).

* Média não-ponderada das elasticidades reportadas (cada item inclui de cinco a 14 países).

los quanto no tratamento dos dados. O presente estudo testa especificamente a má especificação dos modelos ao passo que esta preocupação não estava presente ou era apenas mencionada nos estudos anteriores.

A comparação direta das estimativas dos parâmetros não é apropriada porque há grandes diferenças no tratamento dos dados, procedimentos de estimação e período de observação. Mesmo assim, alguns padrões se evidenciam na Tabela 18. A oferta de exportação de produtos industriais brasileiros é moderadamente preço-elástica. A estimativa desta elasticidade tipicamente fica entre 1,2 e 1,3. Braga e Markwald (1983) reportam uma

TABELA 17

Elasticidades-preço e renda das exportações de países em desenvolvimento

	Áreas em desenvolvimento (I)	Hemisfério Ocidental* (II)	Brasil (III)
<i>Elasticidade-preço da demanda por exportação</i>			
Agrícolas**	-0,39	-0,19	-0,71
Minerais	-0,51	-0,38	-0,05
Energia	-0,21
Manufaturas	-0,37	-0,61	-0,31
<i>Elasticidade-renda da demanda por exportação</i>			
Agrícolas**	0,81	0,91	-0,19
Minerais	2,16	1,74	1,85
Energia	3,53	0,81	...
Manufaturas	2,03	4,54	4,92
<i>Elasticidade-preço da oferta de exportação</i>			
Agrícolas**	0,60	-0,41	-0,51
Minerais	0,24	-0,76	0,98
Manufaturas	1,08	2,94	1,39

FONTES: Bond (1987a e 1987b) para as colunas (I) e (II) e Tabela 15, neste estudo, para a coluna (III).

* O Hemisfério Ocidental na definição do FMI inclui a América Latina e os países do Caribe.

** Média não-ponderada das elasticidades estimadas de alimentos, bebidas, tabaco e matérias-primas agrícolas.

TABELA 18

Elasticidades de longo prazo para o Brasil: tabela comparativa

	Preço	Renda	Efeito dos ciclos	Estudo	Período**
A — Bens industriais — oferta de exportação					
1)	1,04*	—	-2,5*	Cardoso e Dornbusch (1980)	1960/77 A
2)	1,19*	—	-2,1*	Markwald (1981)	1964/80 A
3)	2,64	—	-4,5	Braga e Markwald (1983)	1959/81 A
4)	1,10*	—	-1,3*	Rios (1986)	1964/84 A
5)	1,39*	—	-1,6*	Zini Jr. (1988a)	1970/86 T
B — Bens industriais — demanda por exportação					
6)	-0,68	2,53*	—	Lemgruber (1976)	1965/74 A
7)	-1,12	2,19*	—	Pinto (1983)	1954/75 A
8)	-2,82	2,55*	—	Braga e Markwald (1983)	1959/81 A
9)	-1,38*	2,31*	—	Rios (1986)	1964/84 A
10)	-0,31	4,92	—	Zini Jr. (1988a)	1970/86 T
C — Bens industriais — demanda por importação					
11)	-1,19*	0,97*	3,5*	Dib (1981)	1960/78 A
12)	-0,63	2,96	—	Moraes (1986)	1976/84 T
13)	-1,85*	3,94*	5,6*	Zini Jr. (1988a)	1970/86 T
D — Total — oferta de exportação					
14)	0,91	—	-1,0	Zini Jr. (1988a)	1970/86 T
E — Total — demanda por exportação					
15)	-0,17	0,75	—	Khan (1974)	1951/69 A
16)	-0,41*	1,97*	—	Lemgruber (1976)	1965/74 A
17)	-0,95	2,89*	—	Zini Jr. (1988a)	1970/86 T
F — Total — demanda por importação					
18)	-1,69*	9,11*	—	Khan (1974)	1951/69 A
19)	-0,49*	1,49*	—	Lemgruber (1976)	1965/74 A
20)	-0,46*	3,28*	3,3*	Zini Jr. (1988a)	1970/86 T

* Significativo ao nível de 5%.

** "A" indica dados anuais e "T" trimestrais.

TABELA 19

Estimativas prévias de funções de exportação para o Brasil

	Período	Tipo	Equação	Método	R ²	DW
Khan (1974)	1951/69	D	$X_t = 5,16^* - 0,13 PX_t/PXW + 0,57 YW - 0,24 X(-1)$	2	—	—
Lemgruber (1976)	1965/73	D	$X_t = 2,49 - 0,41^* PD_t/ePX_t + 1,97^* YW$ $D X_t = n.d. - 0,68 PD_t/ePX_t + 2,53^* YW$	1	0,97	2,57
Pinto (1980)	1954/74	S	$\lambda_i Y_i = n.d. + 1,43 ePX_i/PD_m + 0,23 W_y + 0,84 XW + 0,81 U$	1	0,84	2,33
Cardoso e Dornbusch (1980)	1960/77	S	$X_i/IND = 0,33 + 0,83^* ePX_i(S_i)/PD_i - 0,018^* YGAP$ $S X_i/IND = -0,44 + 0,51^* ePX_i(S_i)/PD_i - 0,012^* YGAP + 0,51^* X_i(-1)$	1c	0,78	1,79
Markwald (1981)	1964/80	S	$X_i/IND = 4,45 + 0,67^* ePX_i(S_i)/PD_i - 1,16^* U + 0,44^* X_i(-1)$	1c	0,81	2,41
Pinto (1983)	1954/75	S	$X_i Y_i = -23,9^* + 3,14 e/PD_m + 1,69^* ePX_i(S_i) - 2,21 W_y - 0,1 U$ $D X_i = -9,98^* - 1,12^* PX_i/PXW_i + 2,19^* XW$	2	0,59	2,09
Braga e Markwald (1983)	1959/81	S	$X_i = -6,46^* + 2,19^* ePX_i(S_i)/PD_i - 1,19 U$ $D PX_i = -1,47^* - 0,16^* X_i + 0,50^* YW + PXW_i$ $S X_i = -1,15 + 0,37 ePX_i(S_i)/PD_i - 0,63 U + 0,86^* X_i(-1)$ $D PX_i = -1,80^* - 0,25^* X_i + 0,68^* YW + 0,74^* PXW_i + 0,26^* PX(-1)$	3	0,99	—
				3	0,99	—
				3	0,93	—
				3	0,98	—
Rios (1986)	1964/84	S	$X_i Y_i = -3,15^* + 1,18^* ePX_i(S_i)/PD_i - 1,30^* U$ $D X_i = -6,01^* - 1,38^* PX_i/PXW_i + 2,31^* YW$	2c	0,89	1,65
				2c	0,89	1,82

NOTAS: Todas as regressões são duplo-logarítmicas e usam dados anuais.

Veja a definição das variáveis e métodos nas notas da Tabela 20.

* Indica um coeficiente significativo ao nível de 5%.

D = demanda por exportação.

S = oferta de exportação.

TABELA 20

Estimativas prévias de funções de demanda por importação do Brasil

	Período	Equação	Método	R ²	DW
Khan (1974)	1951/69	$M_t = 2,53 + 9,11^* YB - 1,69^* ePM_t/PD_t$ $M_t = -0,40 + 0,15 YB - 1,35^* ePM_t/PD_t - 1,15 M(-1)$	2	—	—
Lemgruber (1976)	1965/74	$M_t = -2,02 + 1,49^* YB - 0,49^* ePM_t/PD_t + 0,33 d 74$	1	0,99	1,84
Weisskopf (1979)	1953/70	$M_t = -6,0 + 2,33^* YB - 0,37 ePM_t/PD_t - 0,13^* time + 0,26^* d 68$	1	0,82	1,99
Oib (1981)	1960/78	$M_i = 4,20 - 0,90^* ePM_i/PD_i + 0,61^* YB + 0,55^* M(-1)$ $M_i = 6,06 - 1,19^* ePM_i/PD_i + 3,53^* YGAP + 0,97^* YI$ $M_i = 10,1 - 1,21^* ePM_i/TR_i/PD_i + 3,45^* YGAP + 0,07^* time$	1c	0,97	2,13
			1c	0,87	1,66
			1c	0,97	1,90
Moraes (1988)	1976/84	$M_i = -4,45 - 0,32 ePM_i/PD_i + 1,48 YB - 0,02^* TR + 0,50 M(-1)$	2	0,94	—

NOTA: Todas as equações são duplo-logarítmicas e usam dados anuais, exceto Moraes (1988b), que usa dados trimestrais.

* Significativo ao nível de 5%.

Variáveis: X — quantidade de exportação
M — quantidade de importação
P — índice de preço
Y — renda real (produto)
S — taxa de subsídio
U — uso da capacidade industrial
TR — taxa de tarifa
e — taxa de câmbio nominal
d — dummy
Wq — taxa de salário de eficiência
IND — produto industrial
time — tempo
X(-1) — variável dependente defasada

Sufixos: B — Brasil
W — mundo
D — doméstico
t — total
i — industrializado
p — potencial
m — matéria-prima
Sav — lista em relação à tendência

Métodos: 1 — mínimo quadrado comum (ordinário)
2 — mínimo quadrado de dois estágios
3 — mínimo quadrado de três estágios
c — correção de Cochrane-Orcutt para AR(1)

estimativa mais elevada mas este fato se deve ao alto valor do coeficiente de ajustamento d da variável dependente defasada (fato reconhecido pelos autores). Um coeficiente muito elevado para a variável dependente defasada em regressões sobre dados anuais não é um resultado crível. Segundo, a oferta de exportação varia inversamente com o aquecimento da demanda interna (utilização da capacidade), um resultado robusto dos diversos estudos. A estimativa média do efeito grau-de-utilização-da-capacidade é $-2,4$. Isto permite uma inferência: para aumentar a absorção e expandir a oferta de exportação, a capacidade produtiva também tem que crescer.

A demanda por exportação se mostra pouco responsiva a mudanças nos preços; as estimativas disponíveis se situam entre $-0,3$ e $-1,3$. Estas faixas de valores estão bastante distantes da elasticidade-preço infinita do modelo da economia pequena. A renda real no resto do mundo é uma variável muito significativa na demanda por exportação; a estimativa típica da elasticidade-renda fica entre 2 e 3.

Do lado da importação, a demanda por importação de produtos industrializados é elástica a mudanças nos preços. Esta elasticidade varia entre $-0,6$ e $-1,8$. A elasticidade-renda da importação é alta, entre 1,5 e 4,0. O índice de ciclos da demanda doméstica também é um componente influente da demanda por importação e tem uma elasticidade de 4,1 na média. Este componente cíclico capta tanto as maiores compras de insumos quanto o componente investimento das importações.

8 — Conclusões

Este estudo objetivou fazer estimativas consistentes das elasticidades de exportação e de importação do Brasil. As exportações e as importações foram divididas por grupos de origem setorial e um procedimento comum foi usado para todos os grupos. A maioria dos estudos prévios das elasticidades do comércio brasileiro usaram o método de Mínimo Quadrado Simples corrigido pela autocorrelação dos resíduos ou de Mínimo Quadrado de Dois Estágios também corrigido pela presença de autocorrelação dos resíduos. No entanto, a presença de autocorrelação nos resíduos pode ser um sinal de má especificação do modelo, sendo, portanto, necessário testar esta especificação. As principais diferenças quanto aos procedimentos econométricos usados neste estudo são os testes extensivos conduzidos na busca de uma estimação consistente e o uso de métodos adequados para tratar da presença de autocorrelação de resíduos nas regressões com variável dependente defasada.

O uso de especificações uniformes e a estimação de elasticidades setoriais é uma estratégia recomendada na literatura e foi adotada aqui. As diferentes elasticidades setoriais nos ajudam a compreender alguns dos

elementos subjacentes à formação do saldo comercial do Brasil. O uso de dados trimestrais ao invés de dados anuais aumenta significativamente os graus de liberdade das regressões e confere maior confiabilidade aos resultados.

Este estudo indica vários pontos importantes sobre as elasticidades. A oferta brasileira de produtos de exportação responde a variações nos preços, em especial a mudanças na taxa de câmbio. Os produtos industrializados acusam maior elasticidade de oferta que o total da exportação. Na medida em que estes produtos estão respondendo por uma parcela maior da exportação total do Brasil, a elasticidade da oferta total deve aumentar. A oferta de exportação também mostra uma resposta negativa significativa em relação à taxa de utilização da capacidade. Quando o crescimento doméstico é resultado principalmente da expansão rápida da demanda interna, a oferta disponível para a exportação se reduz (como ficou evidente em 1986). Isto reflete o fato de que a indústria do Brasil é basicamente orientada para o suprimento do mercado doméstico. No entanto, este fato também significa que, se se deseja o crescimento dinâmico das exportações, requer-se uma reorientação estrutural da indústria, fazendo com que ela possa competir mais nos mercados internacionais.

A demanda por exportação apresenta baixa elasticidade-preço e alta elasticidade-renda. Estas características impõem alguns obstáculos ao crescimento da receita com exportações. A baixa elasticidade-preço da demanda significa que um aumento da oferta leva a uma redução do preço de exportação (perda nos termos de troca) e pode causar apenas uma pequena resposta na receita de exportação. Estas são características similares àquelas que governam o comércio com produtos primários e que levaram ao esforço de industrialização dos anos 30.

Estes resultados sugerem algumas implicações de política econômica. Embora uma desvalorização da taxa de câmbio real de fato aumente a oferta de bens exportados, o impacto direto sobre a receita com exportação é limitado. A necessidade de políticas para aumentar a elasticidade geral da demanda por exportações do Brasil fica evidenciada. Entre estas, estão uma política comercial mais ativa no sentido de abrir e expandir mercados externos, consolidar marcas e nomes e diferenciar os produtos no sentido de promover o seu consumo mais sofisticado. A dificuldade com estas políticas é que produzem resultados apenas no médio prazo. Mas dado a patamar atingido pelas exportações brasileiras em meados dos anos 80, este é um caminho que necessita ser trilhado.

A conclusão geral deste estudo é que as funções de exportação e de importação do Brasil são moderadamente preço-elásticas e fortemente renda-elásticas. Embora a condição das elasticidades para o efeito positivo de uma desvalorização sobre a balança comercial seja satisfeita, os resultados deste trabalho chamam à sobriedade. Se o pessimismo das elasticidades não se justifica, um otimismo desabrigado é extemporâneo.

Apêndice — Lista de variáveis de fontes dos dados

FONTES: a — Fundação Getúlio Vargas, *Conjuntura Econômica*.

b — Fundo Monetário Internacional, *International Financial Statistics* (Supplement on Price Statistics, 1986).

Todos os dados são trimestrais, com ajuste para a variação sazonal, e referem-se ao período entre 1970 (primeiro trimestre) e 1986 (terceiro trimestre) — total de 67 observações. Todas as observações foram expressas como índices baseados em 1980 (1980 = 100). O ajuste para a variação sazonal utilizou o procedimento "X-11" do U. S. Bureau of Census and Statistics.

Um asterisco após a fonte da variável na listagem abaixo indica que a observação trimestral foi obtida a partir de dados mensais (média aritmética). Dois asteriscos indicam que a observação trimestral foi obtida de dados anuais por uma interpolação linear, ligando as observações no terceiro trimestre de cada ano. A linguagem SAS foi usada para os procedimentos econométricos.

Índices de quantidade: Fonte a (*)

- Xa* — índice de *quantum* de exportação de produtos agrícolas.
- Xi* — índice de *quantum* de exportação de produtos industrializados.
- Xm* — índice de *quantum* de exportação de produtos minerais.
- Xt* — índice de *quantum* da exportação total.
- Ma* — índice de *quantum* de importação por produtos agrícolas.
- Mi* — índice de *quantum* de importação por produtos industrializados.
- Mm* — índice de *quantum* de importação por produtos minerais.
- Mt* — índice de *quantum* da importação total.

Índices de preços do comércio (em dólares): Fonte a (*)

- PXa* — valor unitário da exportação de produtos agrícolas.
- PXi* — valor unitário da exportação de produtos industrializados.
- PXm* — valor unitário da exportação de produtos minerais.
- PXt* — valor unitário da exportação total.
- PMa* — valor unitário da importação de produtos agrícolas.
- PMi* — valor unitário da importação de produtos industrializados.
- PMm* — valor unitário da importação de produtos minerais.
- PXt* — valor unitário da importação total.

Índices de preços domésticos (em Cz\$): Fonte a ()*

- PI_{ta}* — índice de preço por atacado (oferta total) das safras de exportação.
PI_{ti} — índice de preço por atacado (oferta total) dos produtos industriais.
PI_{tm} — índice de preço por atacado (oferta total) dos produtos mineiros.
PI_t — índice geral de preço por atacado (disponibilidade interna).
PWD — índice geral de preço por atacado (oferta total).

Índices de preço internacionais (em dólares): Fonte b

- PWW* — índice de preços por atacado entre os quatorze principais parceiros comerciais do Brasil. Índice calculado como uma média geométrica ponderada dos preços: $PWW = (e_i P_i)^{w_i}$, onde e_i é a taxa de câmbio nominal entre a moeda e um dólar, P_i é o índice de preço por atacado e w_i é a participação relativa no total do comércio brasileiro (pesos móveis para 1970/74, 1975/79, 1980/85).
PXW_a — índice de preço mundial para os produtos agrícolas (média dos índices de alimentos, bebidas, matérias-primas agrícolas e commodities).
PXW_i — valor unitário da exportação dos países industriais.
PXW_m — índice de preço mundial de metais (commodity metal).
PXW_t — índice de valor unitário da exportação.

Variáveis de renda e produção

- Y_W* — PIB real nos países da OCDE a preços de 1980; Fonte: OCDE.
Y_B — PIB real do Brasil a preços constantes. Fontes: para 1970/74, Cardoso (1983); para 1975/86, Lopes e Modiano (1985) e Boletim da Macrométrica.
Y_T — produto real potencial para o Brasil (linha de tendência de $\ln(Y_B)$).
Y_{Ta} — produto potencial para a agricultura no Brasil. Linha de tendência (mesmo que acima), usando os dados anuais do produto agrícola. Fonte: a (***) — contas nacionais.
Y_{Ti} — produto potencial para o setor industrial no Brasil. Linha de tendência usando os dados do produto industrial. Fonte: a (*) — FIBGE.
Y_{Tm} — produto potencial para o setor extrativo mineral. Linha de tendência usando dados sobre o produto do setor de mineração. Fonte: a (*) — contas nacionais.

- YGAP* – hiato de produto do Brasil: renda real observada como porcentagem da renda tendencial (YB/YT) 100.
- Si* – taxa de subsídios às exportações de produtos industrializados. Fonte: Baumann e Moreira (1986); estendida para 1986, projetando-se uma redução de 10% na taxa de subsídios no ano.
- St* – taxa de subsídio à exportação total. Taxa de subsídio da fonte acima, expressa como razão do valor total exportado.
- TR* – taxa média de tarifa (razão entre a arrecadação tarifária e o valor das importações). Fonte: Boletim do Banco Central.
- U* – utilização da capacidade industrial instalada. Fonte: *a*.
- e* – taxa de câmbio nominal (cruzados por dólar). Fonte: *b* (linha 1f).

Lista de variáveis instrumentais usadas:

<i>PXa</i>	= $YW, PWW, YTa, YGAP, Xa(-1), PXa(-1), YW(-1), ePWW/PWD(-1)$.
<i>PXi</i>	= $YW, PWW, YTi, U, Xi(-1), PXi(-1), YW(-1), ePWW/PWD(-1)$.
<i>PXm</i>	= $YW, PWW, YTm, U, Xm(-1), PXm(-1), YW(-1), ePWW/PWD(-1)$.
<i>PXt</i>	= $YW, PWW, YT, U, Xt(-1), PXt(-1), YW(-1), ePWW/PWD(-1)$.
<i>Xa(-1)</i>	= $ePWW/PWD, PXa/PWW, PDa/PWD, YTa, YGAP, YW$, todas as anteriores com uma defasagem.
<i>Xm(-1)</i>	= $ePWW/PWD, PXm/PWW, PDm/PWD, YTm, U, YW$, todas as anteriores com uma defasagem.
<i>Xt(-1)</i>	= $ePWW/PWD, YT, U, YW$, todas as anteriores com uma defasagem.
<i>Ma(-1)</i>	= $ePWW/PWD, YBhat, U, TR, ePMa, PDa$, as anteriores com uma defasagem.
<i>Mi(-1)</i>	= $ePWW/PWD, YBhat, U, TR, ePMi, PDi$, as anteriores com uma defasagem.
<i>Mm(-1)</i>	= $ePWW/PWD, YBhat, U, TR, ePMm, PDm$, as anteriores com defasagem 1 e 2.
<i>Mt(-1)</i>	= $ePWW/PWD, YBhat, U, TR, ePMm, PDm$, as anteriores com defasagem 1 e 2.
<i>YBhat</i>	= $ePWW/PWD, MON/PWD, YT, IND(-1), YB(-1), YB(-2), YB(-3), YB(-4)$.

Abstract

This study attempts to give consistent estimates for export and import elasticities for Brazil, by groups of goods. A number of model specifications are estimated and an econometric procedure for diagnostic testing and model selection is employed. The study detects that exports supply is price elastic and increases as installed capacity grows. Export demand and import demand functions show low price-elasticity and high income elasticity. Although elasticity pessimism can be discarded, unrestricted elasticity optimism is not supported by these findings.

Bibliografia

- AURIKKO, E. Testing disequilibrium adjustment models for finnish exports of goods. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 47 (1) : 33-50, 1985.
- BALASSA, Bela, VOLOUDAKIS, E., FYLAKTOS, P., e SUH, S. *Export incentives and export growth in developing countries: an econometric investigation*. Washington, D. C., World Bank, Research Department, 1986 (Discussion Paper, 159).
- BASEVI, Giorgio. Commodity trade equations in project LINK. In: BALL, R., ed. *The international linkage of national economic models*. Amsterdam, North Holland, 1973.
- BAUMANN, Renato, e MOREIRA, Heloisa. Incentivos às exportações brasileiras. In: SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMETRIA. *Anais do VIII Encontro Brasileiro de Econometria*. Rio de Janeiro, 1986.
- BOND, Marian. An econometric study of primary commodity exports from developing country regions to the world. *International Monetary Fund Staff Papers*, 34 (2) :191-227, 1987a.
- . An econometric study of exports of manufactures from developing countries. Washington, D. C., International Monetary Fund, 1987b (Department Memo 87/55).
- BRAGA, Carlos Alberto Primo, e MARTONE, Celso. *Brazil and the Uruguay round*. Trabalho apresentado na conferência "Brasil e a Rodada Uruguai: Uma Reavaliação". São Paulo, FIPE-Fundação Rockfeller, jul. 1988.
- BRAGA, Helson, e GUIMARÃES, Edson. A proteção efetiva proporcionada à indústria brasileira pelos custos de transporte e pelas tarifas. *Estudos Econômicos*, 12 (3) :113-23, 1982.

- BRAGA, Helson, e MARKWALD, Ricardo. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Económico*, Rio de Janeiro, 31 (3) :707-14, dez. 1983.
- BRAGA, Helson, SANTIAGO, Gilda, e FERRO, Luiz C. Proteção efetiva do Brasil: estimativas a partir de comparações de preços. In: SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMETRIA. *Anais do IX Encontro Brasileiro de Econometria*. Rio de Janeiro, 1987.
- CARDOSO, Eliana. A money demand equation for Brazil. *Journal of Development Economics*, 12:183-93, 1983.
- CARDOSO, Eliana, e DORNBUSCH, Rudiger. Uma equação para as exportações brasileiras de produtos manufaturados. *Revista Brasileira de Economia*, 34 (3), 1980.
- COES, Donald. Brazilian trade liberalization: attempts and consequences, 1964-1976. Washington, D. C., World Bank, CPD Division (processed), 1987.
- DIB, Maria de Fátima. Equações para a demanda de importações no Brasil — 1960/79. *Revista Brasileira de Economia*, 35 (1) :373-86, 1981.
- . *Importações brasileiras: políticas de controle e determinantes da demanda*. Rio de Janeiro, BNDES, 1985.
- DURBIN, James. Testing for serial correlation in least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. *Econometrica*, 38 (2) :410-21, 1970.
- FULLER, Wayne. *Introduction to statistical time series*. New York, John Wiley, 1976.
- GERACI, V., e PREWO, W. *An empirical demand and supply model of multi-lateral trade*. Texas, University of Texas, Department of Economics, 1980.
- GODFREY, L. Discriminating between autocorrelation and misspecification in regression analysis: an alternative test strategy. *The Review of Economics and Statistics*, 69 (2) :128-34, 1987.
- GOLDSTEIN, Morris, e KHAN, Mohsin. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, 60 (2) :257-86, 1978.
- . Income and price effects in foreign trade. In: JONES, R., e KENEN, P., eds. *Handbook of international economics*. Amsterdam, North Holland, 1984, v. 2.

- GOLDSTEIN, MOITIS, KHAN, Mohsin, e OFFICER, Lawrence. Prices of tradable and nontradable goods in the demand for total imports. *The Review of Economics and Statistics*, 62:190-9, 1980.
- GUIMARÃES, Edson, CARVALHO, Mário, e D'ATHOUGUIA, Ana L. As barreiras não-tarifárias como instrumento da política de importação no Brasil. *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, (10), mar./abr. 1987.
- GYLFASON, Trevor. *The effect of exchange rate changes on the balance of trade in ten industrial countries*. Washington, D. C., International Monetary Fund, 1978.
- HARVEY, Andrew C. *The econometric analysis of time series*. New York, John Wiley, 1981.
- HOUTHAKKER, Hendrick, e MAGEF, Stephen. Income and price elasticities in world trade. *The Review of Economics and Statistics*, 51 (2) :111-25, 1969.
- JUDGE, George, GRIFFITHS, William, HILL, R. Carter, e LEE, Tsoung-Cheo. *The theory and practice of econometrics*. 2.^a ed.: New York, John Wiley & Sons, 1985.
- KHAN, Mohsin. Import and export demand in developing countries. *International Monetary Fund Staff Papers*, 21:678-93, 1974.
- KHAN, Mohsin, e ROSS, Knud. The functional form of the aggregate import demand equation. *Journal of International Economics*, 7:149-60, 1977.
- KNOTTNERUS, Paul. A test strategy for discriminating between autocorrelation and misspecification in regression analysis: a critical note. *The Review of Economics and Statistics*, 67 (2) :175-7, 1985.
- LEAMER, Edward, e STERN, Robert. *Quantitative international economics*. Boston, Allyn and Bacon, 1970.
- LEMGRUBER, Antônio Carlos. O balanço de pagamentos do Brasil: uma análise quantitativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 6 (2) :313-52, ago. 1976.
- LOPES, Francisco, e MODIANO, Eduardo. Determinantes externos e internos da atividade econômica no Brasil. *Estudos Econômicos*, 15 (3) :387-404, 1985.
- MADDALA, G. *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge, Cambridge University Press, 1983.

- MAGEE, Stephen. Prices, income and foreign trade. In: KENEN, P., ed. *International trade and finance*. Cambridge, Cambridge University Press, 1975.
- MARKWALD, Ricardo. *Estimação de equações de oferta desagregadas para o Brasil, 1960-1980*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1981.
- MORAES, P. Uma nota sobre as importações brasileiras de produtos manufaturados. *Revista de Econometria*, 6 (2):69-82, 1986.
- MUTTI, John. The specification of demand equations for imports and domestic substitutes. *Southern Economic Journal*, 44 (1):68-73, 1972.
- NICHOLLS, D., PAGAN, Adrian, e TERRELL, R. The estimation and use of models with moving average disturbance terms: a survey. *International Economic Review*, 16:133-34, 1975.
- NOGUES, Julio, OLECHOWSKI, Andrzej, e WINTERS, L. Alan. The extent of montairff barriers to industrial countries imports. *World Bank Economic Review*, 1:181-99, 1986.
- ORCUTT, Guy H. Measurement of price elasticities in international trade. *Review of Economics and Statistics*, 32:117-32, 1950. [Reproduzido em CAVES, R., e JOHNSON, H., eds. *Readings in international economics*. Homewood, Ill., Irwin, 1968.]
- PINTO, Maurício Barata. O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974. *Estudos Económicos*, 10 (3):101-13, 1980.
- . Política cambial, política salarial e o potencial das exportações de manufaturados do Brasil no período 1954-1974. *Revista Brasileira de Econometria*, pp. 87-104, nov. 1983.
- RAMSEY, James. Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*. 31:350-71, 1969.
- RIOS, Sandra Maria P. Exportação brasileira de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964-1984. In: SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMETRIA. *Anais do VIII Encontro Brasileiro de Econometria*. Rio de Janeiro, 1986.
- THOMAS, J., e WALLIS, Kenneth. Seasonal variations in regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 134:67-72, 1971.
- THURSBY, Jerry. A test strategy for discriminating between autocorrelation and misspecification in regression analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 63 (1):117-23, 1981.

- THURSBY, Jerry, e THURSBY, Marie. How reliable are simple, single equation specifications of import demand? *The Review of Economics and Statistics*, 66:120-8, 1984.
- TYLER, William. Effective incentives for domestic market sales and exports. *Journal of Development Economics*, 18:219-42, 1985.
- WALLIS, Kenneth. Testing for fourth-order autocorrelation in quarterly regression equations. *Econometrica*, 40:617-36, 1972.
- WEISSKOFF, R. Trade, protection and import elasticities for Brazil. *The Review of Economics and Statistics*, 51 (1) :58-66, 1979.
- WINTERS, Alan. *An econometric model of the export sector*. Cambridge, Cambridge University Press, 1984.
- ZINI JR., Alvaro A. *Exchange rate policy and stabilization in Brazil*. Ithaca, Cornell University, 1988a (Ph. D. Dissertation).
- . *Considerações quanto ao impacto de uma liberalização do comércio sobre a conta corrente do Brasil*. Trabalho apresentado na conferência "Brasil e a Rodada Uruguai: Uma Reavaliação". São Paulo, FIFE-Fundação Rockefeller, jul. 1988b.
- . Repaso de la política cambiaria de Brasil. *Boletín del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericano*, México, 31 (3) :134-41, 1988c.

(Originais recebidos em janeiro de 1988. Revisos em setembro de 1988.)