UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
Instituto de Ciências Humanas
Departamento de Economia

ESTIMATIVAS DE ELASTICIDADES DE OFERTA E DEMANDA DE EXPORTAÇÕES E DE IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS

André Gustavo Lacerda Skiendziel

Orientador: Professor Maurício Barata de Paula Pinto

Brasília
2008

Universidade de Brasília
Instituto de Ciências Humanas
Departamento de Economia

ESTIMATIVAS DE ELASTICIDADES DE OFERTA E DEMANDA DE EXPORTAÇÕES E DE IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS

André Gustavo Lacerda Skiendziel

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília como requisito parcial para a conclusão do Curso de Mestrado em Economia

Orientador: Professor Maurício Barata de Paula Pinto

Brasília

2008

Universidade de Brasília
Instituto de Ciências Humanas
Departamento de Economia

ESTIMATIVAS DE ELASTICIDADES DE OFERTA E DEMANDA DE EXPORTAÇÕES E DE IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS

André Gustavo Lacerda Skiendziel

Professor Maurício Barata de Paula Pinto (Orientador)
Professor José Roberto Novaes de Almeida
Professor Geraldo da Silva e Souza

Brasília

2008

À minha família.

Agradecimentos

Gostaria de agradecer fundamentalmente ao meu orientador, Professor Maurício Barata de Paula Pinto. Dedicação, disponibilidade, paciência, clareza, objetividade e bom humor nunca lhe faltaram. Trabalhar com ele foi mais que um aprendizado; foi, sobretudo, um privilégio.

Gostaria também de agradecer aos demais membros da banca examinadora: ao Professor José Roberto Novaes de Almeida e ao Professor Geraldo da Silva e Souza pelos preciosos comentários que contribuíram sobremaneira para a qualidade final do trabalho.

Por fim, mas não menos importante, gostaria de ressaltar que, a despeito de tão valiosas contribuições, eventuais erros e omissões são de minha exclusiva responsabilidade.

Resumo

Essa dissertação estima elasticidades preço e renda para as exportações e importações agregadas brasileiras. Como uma novidade, o trabalho especifica e estima equações estruturais e não pressupõe elasticidades-preço infinitas no país ou no exterior. O método generalizado de momentos é aplicado a dados trimestrais relativos ao comércio para os anos em que o Brasil utilizou-se de taxas de câmbio flexíveis. As elasticidades-preço das exportações e importações são relativamente baixas no curto e no longo prazos, com valores menores que a unidade, exceto para o caso da oferta estrangeira de exportações no longo prazo, cuja elasticidade-preço foi 35,33. Essa combinação de estimativas de elasticidades leva o ajustamento da balança comercial subseqüente a uma mudança na taxa de câmbio a seguir a chamada curva-J. A condição de Marshall-Lerner não é satisfeita no curto prazo, mas o é no longo prazo. Em outra aplicação, estimamos que a taxa de câmbio é sobrevalorizada em 5,30% devido à política restritiva de importações.

Palavras-chave: taxa de câmbio, balança comercial, curva-J, condição de Marshall-Lerner, taxa de câmbio de equilíbrio, sobrevalorização cambial, política comercial, restrições ao comércio, reservas internacionais, exportações brasileiras, importações brasileiras, câmbio administrado, elasticidades do comércio, elasticidades-preço de exportações e importações, elasticidades-renda da demanda de importação e exportação.

Abstract

This dissertation provides estimates for price and income elasticities of Brazilian aggregate exports and imports. As novel features, it specifies and estimates structural equations and it does not assume price elasticities of supply to be infinite at home and abroad. The generalized method of moments is applied to quarterly data on trade, for the years when Brazil used floating exchange rates. Price elasticities of exports and imports are found to be quite small in the short and in the long run, adding to less than unity in both cases, except for the foreign exports supply case, when a long run price of 35,33 was found. This combination of elasticity estimates leads a trade balance adjustment to a change in the exchange rate to follow the pattern described by the so called J-curve. The Marshall-Lerner condition is not met in the short run, but it is met in the long run. In a further application, we estimate the national currency to be 5,30 % overvalued in the foreign exchange market, due to policy imposed trade restrictions.

Key words: exchange rate, trade balance, J-curve, Marshall-Lerner condition, equilibrium exchange rates, currency overvaluation, commercial policy, trade restrictions, foreign reserves, Brazilian exports, Brazilian imports, managed floating, trade elasticities, price elasticities of exports and of imports, income elasticities of import and export demand.

SUMÁRIO

Índice de Tabelas ..... **Erro! Indicador não definido.**

Índice de Gráficos ..... **Erro! Indicador não definido.**

1. Introdução e objetivo 10

2. Metodologia..... 13
   2.1. Modelagem teórica 13
      2.1.1. Modelo de substitutos perfeitos..... 15
      2.1.2. Modelo de substitutos imperfeitos 17
      2.1.3. A Escolha do modelo 19
      2.1.4. Modelo de ajustamento parcial..... 24
   2.2. Metodologia econométrica 25
      2.2.1 Estimativa..... 26

3. Descrição dos dados..... 29

4. Resumo dos resultados obtidos 41
   4.1. Demanda estrangeira por exportações brasileiras..... 42
   4.2. Oferta brasileira de exportações 44
   4.3. Demanda brasileira de importações 46
   4.4. Oferta estrangeira de exportações..... 48

5. Aplicações das estimativas de elasticidades..... 51
   5.1. Elasticidades de longo prazo 51
   5.2. Elasticidades de oferta e de demanda de divisas 51
      5.2.1 Elasticidades da balança comercial..... 56
   5.3. Verificação da condição de Marshall-Lerner e suas implicações 57
   5.4. Taxa de câmbio de equilíbrio 60

6. Conclusões 67

ANEXO I – Construção do índice de preços de IPCA – comercializáveis..... 70

ANEXO II – Resultados obtidos 74
   II.1. Demanda estrangeira por exportações brasileiras..... 75
   II.2. Oferta brasileira de exportações 80
   II.3. Demanda brasileira de importações 85
   II.4. Oferta estrangeira de exportações..... 89

ANEXO III – Transformação de elasticidade-preço em termos de quantidade para termos de valor 96

ANEXO IV – Desenvolvimento da equação (51) 97

Referências bibliográficas 98

ÍNDICE DE TABELAS

1 Exportações brasileiras por destino 31
2 Índice de valor das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil 32
3 Índice de preços das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil 33
4 Índice de quantum das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil 34
5 Importações brasileiras por origem 35
6 Média ponderada do PIB dos principais parceiros comerciais do Brasil 36
7 Alíquota de arrecadação efetiva do imposto de importação 38
8 Dados para estimar a demanda estrangeira por exportações brasileiras 43
9 Estimativas para a demanda estrangeira por exportações brasileiras 44
10 Dados para estimar a oferta brasileira de exportações 45
11 Estimativas para a oferta brasileira de exportações 46
12 Dados para estimar a demanda brasileira de importações 47
13 Estimativas para a demanda brasileira de importações 48
14 Dados para estimar a oferta estrangeira de importações 49
15 Estimativas para a oferta estrangeira de importações 50
16 Elasticidades de curto e de longo prazos 51
17 Elasticidades para oferta e demanda de divisas 55
18 Elasticidades para a balança comercial 57
19 Taxa de câmbio de equilíbrio – estimativas de longo prazo 64
20 Estimação da equação 27 78
21 Estimação da equação 27, com a inclusão do preço relativo defasado de um período 78
22 Estimação da equação 27, com a inclusão do índice de quantum de importação dos principais parceiros comerciais do Brasil defasado de um período 79
23 Estimação da equação 27, com a inclusão do índice de quantum das exportações do Brasil defasado de um período 79
24 Estimação da equação 27, com a inclusão do índice de quantum das exportações do Brasil defasado de um período, com modificações na opção de Kernel e de Newey-West 80
25 Estimação da equação 18 83
26 Estimação da equação 18, com a inclusão do índice de preços relativos defasado de um período 83
27 Estimação da equação 18, com a inclusão da variável de escala defasada de um período 84
28 Estimação da equação 18, com a inclusão do índice de quantum das exportações brasileiras defasado de um período 84
29 Estimação da equação 19' 87
30 Estimação da equação 19', com inclusão do índice de preços relativos defasado em um período 87
31 Estimação da equação 19', com inclusão da variável de escala defasada em um período 88
32 Estimação da equação 19', com inclusão do índice de quantum de importações brasileiras defasado em um período 88
33 Estimação da equação 20 91
34 Estimação da equação 20, com inclusão da variável de escala defasada em um período .. 91
35 Estimação da equação 20, com inclusão do índice de preços relativos defasado em um período 92
36 Estimação da equação 20, com inclusão do índice de quantum de importações defasado em um período 92
37 Estimação da equação 28 93
38 Estimação da equação 28, com inclusão do índice de preços relativos defasado em um período 93
39 Estimação da equação 28, com inclusão da variável de escala defasada em um período .. 94
40 Estimação da equação 28, com inclusão da razão entre o índice de quantum de importações e da variável de escala, ambos defasados em um período, como regressores 95

ÍNDICE DE GRÁFICOS

1 Efeitos do aumento da renda estrangeira nos preços internos 14
2 Estabilidade e instabilidade entre as funções de oferta e demanda de divisas 59
3 Como é representada a taxa de câmbio observada 62
4 Como é obtida a taxa de câmbio de equilíbrio..... 63
5 Evolução da alíquota de arrecadação efetiva do II durante o período analisado..... 65

1. Introdução e objetivo

Variações na balança comercial podem provocar impactos importantes no balanço de pagamentos, determinando a solvência ou não da economia de determinado país. A balança comercial pode, por sua vez, ser afetada por diversos fatores. Dentre eles, os mais importantes são os preços relativos, a taxa de câmbio, a renda nacional, a renda estrangeira, as tarifas e os subsídios praticados internamente e no estrangeiro, a capacidade instalada nacional, a fase do ciclo econômico por que as economias passam (expansão ou recessão), as condições climáticas, as restrições ao comércio causadas por guerras, situações de crise financeira e muitos outros.

Os efeitos das variações nos preços relativos sobre a balança comercial são há muito estudados. A condição de Marshall-Lerner, um marco na análise desses efeitos, diz que uma desvalorização real do câmbio só aumenta o saldo comercial, e, portanto, o saldo do balanço de pagamentos (*coeteris paribus*), se a soma dos valores absolutos das elasticidades-preço das demandas estrangeiras e internas for maior do que a unidade. A desvalorização tende a gerar um déficit se os preços têm baixa influência sobre as quantidades e, portanto, o efeito competitividade for dominado pelo efeito termos-de-troca. Um ponto importante, nesse caso, é que esses dois efeitos exigem tempos distintos para atuar plenamente. Dessa forma, a soma efetiva de elasticidades depende do período de análise. Essa defasagem é uma das explicações da curva em J, na qual se percebe uma deterioração transitória no saldo em conta-corrente, mesmo que a condição de Marshall-Lerner seja atendida a longo prazo.

Outras abordagens levam em consideração os efeitos da renda sobre as variações na balança comercial. Outras ainda explicam as variações na balança comercial de acordo com os movimentos de capitais e as diferenças entre os níveis de poupança e de investimento, determinados pela taxa de juros. Para uma abordagem abrangente sobre o tema, ver Melo (1999).

De maneira geral, é desejável que haja estimativas dos efeitos de determinadas variáveis sobre a balança comercial para formular e avaliar políticas públicas que tenham por objetivo um relativo equilíbrio no balanço de pagamentos. O cálculo desses efeitos é de fundamental importância para a definição de políticas comerciais e de ajustamento do setor externo.

Do ponto de vista de abordagens empíricas sobre o tema, inicialmente, vários trabalhos partiam da conveniente hipótese de país pequeno, já que o Brasil tem uma participação muito limitada no comércio mundial (apesar de apresentar produtos cuja participação é grande, com pelo menos alguma influência no preço mundial, como, por exemplo, o café). Essa abordagem parte do princípio de que as funções de demanda por exportações e oferta de importações são infinitamente preço-elásticas. Assim, a análise ficava confinada às funções de oferta de exportação e de demanda de importação, com base nas informações internas de cada país. Devido à segmentação de mercados, no entanto, e devido também ao peso de certos produtos brasileiros no mercado mundial, essa hipótese não é exatamente convincente para o Brasil, principalmente para o caso das exportações. Ademais, essa abordagem não permite, por exemplo, que se verifique diretamente a influência da renda estrangeira no cálculo das elasticidades, já que essa é uma variável afeta à demanda por exportações. Do lado das importações, entretanto, como a pauta brasileira de importações é bastante diversificada, muitas vezes a idéia de país pequeno dá bons resultados. Apesar disso, melhor do que se estabelecer *ad hoc* valores (mesmo que infinitos) para as elasticidades é examinar estatisticamente os dados para determinar suas características. Se, nesse caso, as elasticidades forem significativamente altas, poder-se-ia supor que elas seriam infinitas.

Por esses motivos, parece ser mais adequada a estimação de um modelo simultâneo de oferta e demanda por importações e exportações com elasticidades finitas, por mais razoáveis e convenientes que sejam os argumentos para supô-las infinitas. Para isso, diferentemente da hipótese de país pequeno, nesse tipo de formulação, aceita-se que, ao lado do efeito do preço sobre a quantidade, há também o efeito da quantidade sobre o preço, o que torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários não apenas viesados, como também inconsistentes. Esse tipo de problema ocorre, de maneira geral, porque um ou mais regressores são relacionados com o erro aleatório. Felizmente, há uma vasta literatura para tratar de problemas como esse. Dentre as formas de resolvê-los, está o método generalizado de momentos (GMM), que, além de tratar do problema da identificação, trata também de problemas relacionados à autocorrelação e à heterocedasticidade.

Assim, o presente trabalho propõe-se estimar as elasticidades de oferta e de demanda das funções de importação e exportação para a economia brasileira, por meio de métodos econométricos. Propõe-se a estimativa de quatro equações: oferta brasileira

de exportações, demanda estrangeira de exportações brasileiras, oferta estrangeira de exportações e demanda brasileira de importações. A partir das estimativas dessas quatro equações, de curto prazo, serão obtidas estimativas para equações de longo prazo. Serão obtidas ainda as elasticidades-preço de divisas, a verificação da condição de Marshall-Lerner e suas implicações, além de estimativas para a taxa de câmbio de equilíbrio, uma alternativa para a taxa de câmbio para análise de projetos em que se desconsideram os efeitos da presença de impostos de importação.

Vale ainda salientar que alguns dados necessários para a fiel aplicação dos modelos apresentados adiante não foram obtidos na forma como proposto por este trabalho para a grande gama de países trabalhados, notadamente os subsídios internos e estrangeiros e a tributação das importações dos parceiros comerciais do Brasil, impossibilitando a construção de índices para essas variáveis na forma prevista. Nesse sentido, os modelos sofreram adequações de acordo com os dados obtidos, de modo a minimizar os efeitos da ausência daqueles que não foram conseguidos. Uma das soluções para se resolver esse problema foi a utilização do índice de quantum das importações e exportações do Brasil, que captura grande parte desses efeitos por representar o comércio efetivamente contratado e, portanto, leva em conta tais fatores caso a caso.

A presente dissertação, portanto, será composta, além desta introdução (Capítulo 1), de um capítulo sobre metodologia (Capítulo 2), subdividido em modelagem teórica do problema e em metodologia econométrica, da descrição dos dados (Capítulo 3), do resumo dos resultados obtidos (Capítulo 4), das principais aplicações às estimativas de elasticidade (Capítulo 5), além da conclusão (Capítulo 6), de cinco anexos e de referências bibliográficas, ao final do trabalho.

2. Metodologia

2.1. Modelagem teórica

O objetivo central desta seção é mostrar como o comportamento das séries de tempo pode ser modelado. Segundo Goldstein e Khan (1984), o modelo apropriado depende, entre outras coisas, do tipo de bem que está sendo transacionado (bens homogêneos ou diferenciados), se o bem é para consumo final ou é insumo para um processo de produção, do arcabouço institucional no qual o comércio é realizado, do propósito do modelo (isto é, se para modelos de previsão, de estimação ou teste de hipóteses) e até da disponibilidade dos dados.

Basicamente dois modelos teóricos dominam a literatura referente à especificação das equações de comércio internacional: o modelo de economia pequena e o modelo competitivo de dois países. Nesse último caso, o mais comum é que um dos países agrupe todos os demais (principais parceiros comerciais), de modo a englobar a economia como um todo.

No primeiro modelo, o volume de importações e exportações depende fundamentalmente das condições internas do país. Para isso, admite-se que a economia pequena encontra funções de demanda de exportações e oferta de importações infinitamente elásticas com relação ao preço. Assim, essa abordagem não permite, por exemplo, que se verifique a influência da renda estrangeira nas exportações (uma variável afeta à demanda de exportações), o que é, sem dúvida, um fator muito limitante. Uma discussão interessante sobre esse tema (especificamente sobre a função oferta de exportação) pode ser encontrada em Carvalho e Haddad (1978).

Nesse caso específico, conforme ilustra o Gráfico 1 abaixo, a maneira de tratar o problema provém de uma variável exógena ao modelo: a renda estrangeira, apresentada como Y*. O aumento na renda estrangeira desloca a curva de demanda estrangeira para cima, aumentando os preços. Esse aumento de preços, por sua vez, faz com que a quantidade ofertada internamente aumente e o ponto de equilíbrio correspondente se desloque para cima. No entanto, a demanda interna mantém-se inalterada, continuando infinitamente elástica com relação ao preço.

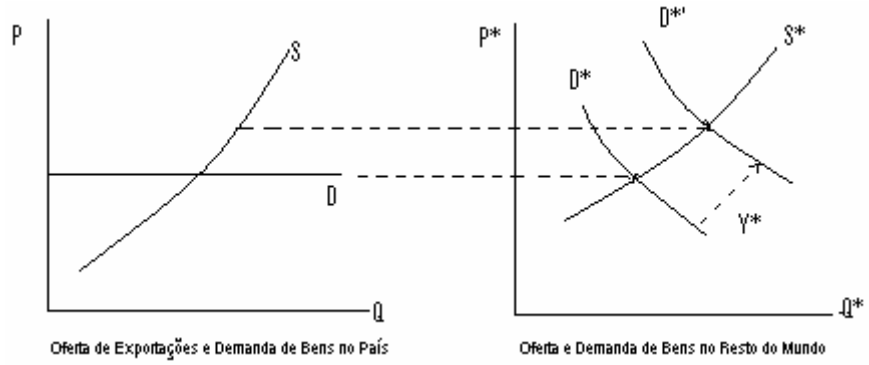

Gráfico 1: Efeitos do aumento da renda estrangeira nos preços internos

No modelo competitivo de dois países, entretanto, as hipóteses de funções infinitamente preço-elásticas não se aplicam. O comércio entre os dois países é modelado, nesse caso, com o auxílio de funções de oferta de exportação, demanda de exportação e funções de oferta de importação e demanda de importação, que apresentam, em princípio, elasticidades finitas. Assim, as relações entre preços e quantidades são provenientes da teoria microeconômica clássica do consumidor e da produção, maximizadores de utilidade e lucro, respectivamente, e não de suposições acerca dos comportamentos das funções de demanda de exportações e da oferta de importações. Regra geral, as estimativas desse modelo requerem a resolução do problema da identificação causada pela determinação simultânea de preços e de quantidades, pois o uso do método de mínimos quadrados ordinários geraria estimadores viesados e inconsistentes. Os modos de tratar esse problema serão analisados na seção sobre métodos estatísticos.

De modo geral, dois modelos têm dominado os trabalhos econométricos: o modelo de substitutos perfeitos e o modelo de substitutos imperfeitos. Ambos eram tidos como competidores, porque a maioria dos trabalhos era realizada com dados agregados tanto de importações quanto de exportações. Uma vez que os dados possam ser desagregados, esses modelos passam a apresentar um caráter mais complementar do que rival, uma vez que o primeiro pode tratar de produtos diferenciados e o segundo de produtos (quase, se não perfeitamente) substitutos.

A diferença básica entre esses dois modelos, do ponto de vista de suas modelagens, é que no modelo de substitutos perfeitos admite-se o equilíbrio de preços nos diversos mercados, ou seja, o preço de importação é igual ao preço no país, ao preço de exportação e ao preço no exterior simultaneamente (representado pela equação 5, a seguir), ao passo que no modelo de substitutos imperfeitos a condição de equilíbrio se

dá nas quantidades ofertadas e demandadas nos mercados de importação e exportação (representada nas equações 15 e 16, a seguir). A descrição de ambos os modelos foi retirada de Goldstein e Khan (1984), cuja exposição seguimos de perto.

2.1.1. Modelo de substitutos perfeitos

A hipótese básica do modelo de substitutos perfeitos é a de que, pelo menos para determinados produtos, há a vigência da lei do preço único, isto é, não há como negar a existência de bens (açúcar, aço, soja, etc.) que são cotados em mercados organizados internacionalmente a um preço comum. Há também a crítica, com relação ao modelo de substitutos imperfeitos, de que a metodologia de construção estatística dos preços relativos de um dado bem (ou de uma cesta de bens), com base na relação entre cotações internas, estrangeiras, de importação, de exportação e da taxa de câmbio, como será visto adiante, pode levar a falsos níveis de substitutibilidade. Um terceiro argumento a favor do modelo de substitutos perfeitos diz respeito a seu aspecto intuitivo: alguns *insights* sobre as elasticidades-preço e renda de importação e exportação podem surgir do modelo de substitutos perfeitos, o que pode não ocorrer caso os substitutos imperfeitos sejam utilizados.

Um modelo simples de substitutos perfeitos é definido pelas seguintes equações simultâneas, conforme Goldstein e Khan (1984):

- *Quantidade demandada de bens comercializáveis no país*:

$$D_i = I(Y_i, P_i, T_i) \qquad (1)$$

- *Quantidade ofertada de bens comercializáveis no país*:

$$S_i = n(F_i, P_i, Sb_i) \qquad (2)$$

- *Quantidade importada do país*:

$$I_i = D_i - S_i \qquad (3)$$

- *Quantidade exportada pelo país*:

$$X_i = S_i - D_i \qquad (4)$$

- *Equilíbrio de preços*:

$$PI_i = P_i = PX_i = e.P_w \qquad (5)$$

- *Demanda mundial por bens comercializáveis*:

$$D_w = \sum D_i \tag{6}$$

- *Oferta mundial por bens comercializáveis*:

$$S_w = \sum S_i \tag{7}$$

- *Condição de equilíbrio no mercado mundial*:

$$D_w = S_w \tag{8}$$

em que:

Y_i é a renda do país i;

F_i é o preço dos fatores do país i;

P_i é o índice de preços do país i;

T_i é a medida do grau de proteção relativa ao preço do país i;

Sb_i é o subsídio relativo do país i;

PI_i é o índice de preços das importações do país i;

PX_i é o índice de preços das exportações do país i;

P_w é o índice de preços dos principais parceiros comerciais do Brasil; e,

e é a taxa de câmbio[1].

A equação (5) é a chave do modelo de substitutos perfeitos, isto é, o preço das importações é igual ao preço interno, ao preço das exportações e ao preço das exportações dos principais parceiros comerciais do Brasil corrigido pelo câmbio (e). Além disso, não há, diferentemente do modelo de substitutos imperfeitos, a separação entre as funções de demanda por importação ou oferta de exportação. Assim, basta obter as funções de demanda e oferta nacionais, dadas as equações (3) e (4), o que não necessariamente é mais simples. Outro ponto importante a ressaltar sobre o modelo de substitutos perfeitos diz respeito à formação dos preços, que é determinada pela oferta e demanda mundiais para o bem transacionável. Vale notar que essa formação de preços,

[1] A taxa de câmbio utilizada neste trabalho é a cotação habitual, isto é, preço em moeda nacional de uma unidade de moeda estrangeira, ou seja, para o caso do dólar, R$/US$.

dentro desse modelo, assume que os custos de transportes, cominação de impostos e outros custos de transação são insignificantes em sua análise.

2.1.2. Modelo de substitutos imperfeitos

A hipótese básica por trás do modelo de substitutos imperfeitos sustenta que nem as importações nem as exportações são substitutos perfeitos para bens produzidos domesticamente ou oferecidos por terceiros países. Há, basicamente, dois argumentos que sustentam essa hipótese. O primeiro diz respeito à diferença entre preços internos e estrangeiros. Vários estudos empíricos (Kreinin e Officer, 1978; Isard, 1977; Kravis e Lipsey, 1978) demonstraram haver diferenças significantes e não-transitórias entre esses preços, ocorrendo o mesmo quanto a preços nacionais e de exportação em um mesmo país, mesmo para um nível alto de desagregação. O segundo argumento sustenta que se os bens fossem substitutos perfeitos e os custos constantes ou decrescentes, haveria excesso de bens nacionais ou estrangeiros no mercado mundial (Magee, 1975). Além disso, cada país seria um exportador ou importador de um bem transacionável, mas não de ambos ao mesmo tempo (Rhomberg, 1973). Como normalmente o mesmo bem é importável e exportável (produzido internamente) em um mesmo país, i.e., há importação e exportação do mesmo bem, a hipótese de substitutos perfeitos pode ser rejeitada. Em suma, a lei do preço único parece não se sustentar entre países, exceto para algumas *commodities*.

De maneira geral, o modelo de substitutos imperfeitos pode ser representado pelas seguintes equações simultâneas, conforme Goldstein e Khan (1984):

- *Demanda interna por importados:*

$$I_i^d = f(Y_i, PI_i, P_i) \qquad (9)$$

- *Demanda estrangeira por produtos a serem exportados*:

$$X_i^d = g(Y^* e, PX_i, P^* e) \qquad (10)$$

- *Oferta de produtos a serem importados (estrangeira)*:

$$I_i^s = h(PX^*(1+S^*), P^*) \qquad (11)$$

- *Oferta de produtos a serem exportados (interna)*:

$$X_i^s = j(PX_i(1+S_i), P_i) \qquad (12)$$

- *Preço pago pelos importadores do país*:

$$PI_i = PX^*(1+T_i).e \qquad (13)$$

- *Preço pago pelos importadores dos principais parceiros comerciais do Brasil*:

$$PI^* = \frac{PX_i(1+T^*)}{e} \qquad (14)$$

- *Condições de equilíbrio nos mercados de importação e exportação*:

$$I_i^d = I_i^s.e \qquad (15)$$

$$X_i^d = X_i^s \qquad (16)$$

em que:

Y_i é a renda do país i;

Y^* é a renda dos principais parceiros comerciais do Brasil;

P_i é o índice de preços do país i;

T_i é a medida do grau de proteção relativa ao preço do país i;

T^* é a medida do grau de proteção relativa ao preço dos principais parceiros comerciais do Brasil;

S_i é o subsídio relativo do país i;

S^* é o subsídio relativo dos principais parceiros comerciais do Brasil;

PI_i é o índice de preços das importações do país i;

PI^* é o índice de preços das importações dos pricipais parceiros comerciais do Brasil;

PX_i é o índice de preços das exportações do país i;

PX^* é o índice de preços das exportações dos principais parceiros comerciais do Brasil;

P^* é o índice de preços dos principais parceiros comerciais do Brasil; e,

e é a taxa de câmbio.

Admite-se que $f_1, f_3, g_1, g_3, h_1, j_1 > 0$ e $f_2, g_2, h_2, j_2 < 0$, com base nas hipóteses clássicas da teoria microeconômica. As variáveis exógenas são os níveis de renda interna (Y_i) e estrangeira (Y^*), os índices gerais de preços internos (P_i) e estrangeiros (P^*), as tarifas interna (T_i) e estrangeira (T^*), as taxas de subsídios interna (S_i) e estrangeira (S^*) e a taxa de câmbio entre as duas moedas (e). Os preços das exportações internas e das exportações estrangeiras são representados, respectivamente, por PX_i e PX^*.

De acordo com a teoria da demanda, o consumidor maximiza sua utilidade, sujeito à sua restrição orçamentária. As funções de demanda por importados e exportados dão, portanto, as quantidades demandadas, partindo dos níveis de renda da região importadora, do preço do bem importado e do preço dos substitutos nacionais e de terceiros países (já que o modelo é de substitutos imperfeitos). Além disso, assume-se que não há ilusão monetária, de modo que se todos os preços dobram, a demanda permanece a mesma. Tal hipótese permite expressar os preços e as rendas contidos nas equações de oferta e de demanda em termos de preços relativos.

Mais do que isso, apenas a renda corrente importa para a demanda por importação ou exportação. Não há, também, distinção entre movimentos de renda secular ou cíclica ou de renda transitória e permanente (apesar de serem facilmente contempladas no modelo, essas hipóteses não estão no escopo deste trabalho). Note-se também que o preço de importação relevante para a demanda por importados é o preço nacional (com câmbio) efetivamente pago pelo comprador, após tributos, custos de transportes etc.

2.1.3. A Escolha do modelo

Seguindo os trabalhos de Goldstein e Khan (1978 e 1984) e de Paula Pinto (1979, 1980, 1983), optou-se pela utilização do modelo de substitutos imperfeitos em uma economia competitiva de dois países para as exportações e para as importações.

Com relação às funções de exportações, alguns trabalhos empíricos costumavam pressupor que o Brasil era um tomador de preços no mercado internacional (Doellinger *et alii*, 1971; Tyler, 1976; Reis, 1979; Cardoso e Dornbush, 1980; Lopes e Lara Resende, 1981; Markwald, 1981; e Musalem, 1981). Assim, como já aludido na seção anterior, a análise se reduzia à função de oferta de exportações. Entretanto, essa hipótese

só se sustenta se o país possuir uma grande capacidade instalada ociosa e/ou se a tecnologia de produção contar com retornos constantes de escala. Ademais, ao se incluirem, *ad hoc*, variáveis de demanda, como a renda estrangeira (por exemplo), ou estimações de formas reduzidas de modelos estruturais explícitos, fornecem-se estimativas de elasticidades que não podem ser efetivamente identificadas como de oferta ou de demanda. O trabalho de Paula Pinto (1979), ao contrário, estimou funções de oferta e de demanda com elasticidades finitas para as exportações brasileiras, no período de 1954 a 1974. Segundo ele, admitir que a elasticidade-preço da demanda é infinita pode servir como uma aproximação adequada quando se trata de períodos curtos, mas em períodos em que há mudanças significativas de participação no mercado mundial é preferível admitir que essa elasticidade seja finita.

De modo parecido, a hipótese de economia pequena com função de oferta de importação infinitamente preço-elástica também é questionável, porque o acesso aos mercados internos é normalmente limitado pela dependência de supridores habituais e pela presença de restrições ao comércio. Além disso, como no caso anterior, a inclusão de variáveis *ad hoc* ou de estimações de formas reduzidas de modelos estruturais explícitos não permite identificar se as estimativas de elasticidades são de oferta ou de demanda.

Assim, passaremos a dar forma às equações do modelo de substitutos imperfeitos descrito acima, especificados na forma duplo-log, por manter a elasticidade constante, uma característica desejável desse tipo de função, com a inclusão de algumas variáveis que tenham relação econômica com cada uma das funções a serem explicitadas a seguir.

Funções de exportação

Seguindo, portanto, o modelo de substitutos imperfeitos (Goldstein e Khan, 1984), tem-se:

$$\ln X_i^d = a_1 + a_2 \ln \frac{PX_i}{P^*} + a_3 \ln Y^* + u_{1i} \qquad (17)$$

$$\ln X_i^s = b_1 + b_2 \ln \frac{PX_i.(1+S_i).e}{P_i} + b_3 \ln Y_i + u_{2i} \qquad (18),$$

em que:

X_i^d é a quantidade demandada de exportações do país i;

X_i^s é a quantidade ofertada de exportações do país i;

Y_i é a renda do país i;

Y^* é a renda dos principais parceiros comerciais do Brasil;

P_i é o índice de preços interno do país i, em moeda nacional;

S_i é o subsídio interno do país i, relativo à sua renda;

PX_i é o índice de preços das exportações do país i, em moeda estrangeira;

P^* é o índice de preços dos principais parceiros comerciais do Brasil, em moeda estrangeira; e,

e é a taxa de câmbio.

Na equação (17), espera-se que $a_2 < 0$ e que $a_3 > 0$, isto é, que a demanda por exportação diminua quando a razão entre preços das exportações nacionais e preços estrangeiros cresça e que aumente à medida que a renda estrangeira se eleve.

Na equação (18), de modo análogo, espera-se que a oferta de exportações aumente à medida que os preços relativos ($\frac{PX_i(1+S_i).e}{P_i}$) aumentem ($b_2 > 0$). Alguns trabalhos incluem nessa equação as variáveis utilização de capacidade da economia e/ou o PIB potencial. Essas variáveis visam a capturar em que ponto a economia se encontra com relação à sua capacidade de longo prazo. Como, segundo a teoria microeconômica clássica, os custos marginais são crescentes, em função dos rendimentos marginais decrescentes, há um nível de produção a partir do qual seu custo marginal é infinito. Esse ponto representa a capacidade instalada da economia, isto é, seu nível de produção de longo prazo. A distância horizontal entre esse ponto e o ponto em que a economia se encontra representa sua capacidade não utilizada. Note-se que esses pontos são representados pelo próprio PIB do país, razão pela qual optamos pela utilização da renda interna como uma variável de escala, e não o produto potencial e a utilização de capacidade, por serem redundantes no modelo. Desse modo, espera-se que a oferta de exportações aumente à medida que o produto do país aumente ($b_3 > 0$), uma vez que

representa, teoricamente, uma maior capacidade instalada da economia para sustentar essa expansão.

Funções de importação

No mesmo sentido, tem-se para as importações:

$$\ln I_i^d = c_1 + c_2 \ln \frac{PI_i}{P_i} + c_3 \ln Y_i + u_{3i} \qquad (19)$$

$$\ln I_i^s = d_1 + d_2 \ln \frac{PX^*(1+S^*)}{P^*} + d_3 \ln Y^* + u_{4i} \qquad (20)$$

em que:

I_i^d é a quantidade demandada de importações do país i;

I_i^s é a quantidade ofertada de importações para o país i;

Y_i é a renda do país i;

Y^* é a renda dos principais parceiros comerciais do Brasil;

P_i é a índice de preços do país i, em moeda nacional;

S^* é o subsídio dos principais parceiros comerciais do Brasil, relativo ao preço;

PI_i é o índice de preços das importações do país i, em moeda nacional;

PX^* é o índice de preços das exportações dos principais parceiros comerciais do Brasil; e,

P^* é o índice de preços dos principais parceiros comerciais do Brasil, em moeda estrangeira.

Na equação (19), espera-se que $c_2 < 0$, isto é, que a demanda por importação diminua quando a razão de preços de produtos importados e nacionais cresça. Do mesmo modo, espera-se que $c_3 > 0$, isto é, que a demanda por importação cresça à medida que a renda interna cresça. Assim como na equação (18), alguns autores incluem variáveis que busquem capturar a utilização da capacidade da economia, sob o argumento de que, se esse índice de utilização está alto, há a tendência a importar produtos de outros países. De maneira semelhante ao caso das exportações, optamos

pela não inclusão da variável utilização de capacidade por entender que esse movimento já é capturado pela renda interna do país.

Na equação (20), espera-se que $d_2 > 0$, ou seja, que a oferta de importação aumente à medida que a razão entre os preços dos produtos importados e os preços no exterior aumente. Da mesma maneira, se os subsídios estrangeiros aumentam, a oferta de importação também tende a se elevar. Como na equação (18) de oferta brasileira de exportações, optamos aqui, no trato da oferta estrangeira de exportações, por incluir a renda estrangeira como forma de capturar a expansão da economia dos principais parceiros comerciais do Brasil. Nesse sentido, também esperamos que $d_3 > 0$.

Na prática, os preços das exportações dos principais parceiros comerciais do Brasil são representados pelo preço de nossas importações, corrigido pela tarifa brasileira de importações e pela taxa de câmbio, de acordo com a equação (13), de modo que a equação (19) toma a seguinte forma:

$$\ln I_i^d = c_1 + c_2 \ln \frac{PX^*(1+T_i).e}{P_i} + c_3 \ln Y_i + u_{3i} \qquad (19')$$

em que:

I_i^d é a quantidade demandada de importações do país i;

PX^* é o índice de preços das exportações dos principais parceiros comerciais do Brasil, em moeda estrangeira;

T_i é a medida do grau de proteção relativa ao preço do país i;

e é a taxa de câmbio;

P_i é o índice de preços interno do país i, em moeda nacional;

Y_i é a renda do país i;

Como não possuímos PX^*, mas temos PI_i e T_i, partimos da hipótese de que $PX^* = PI_i$, a fim de incluir os efeitos da tributação na demanda por importados.

Vale lembrar que as condições de equilíbrio nos mercados de importação e exportação, representadas pelas equações (15) e (16), também fazem parte do sistema teórico de equações. Na prática, entretanto, elas ficam implícitas na análise

econométrica do problema, dependendo apenas de como as condições de ordem e de posto são colocadas.

Desse modo, as equações que serão utilizadas para as estimativas das elasticidades de oferta e de demanda de importação e de exportação, daqui por diante, serão (15), (16), (17), (18), (19') e (20).

Cabe ressaltar, ainda, que equações de ajustamento parcial poderão ser incluídas no modelo de modo a se considerar, também, o uso defasado de algumas variáveis, desde que os resultados econométricos assim o exijam, o que será mais detalhado quando os resultados obtidos forem discutidos.

2.1.4. Modelo de ajustamento parcial

Modelos de ajustamento parcial são amplamente utilizados em econometria. Várias são as justificativas para o seu uso no comércio internacional. A mais comum é que boa parte dos acordos de exportação e importação são contratados a longo prazo. Além disso, há um tempo necessário para se identificarem novos mercados de exportação ou novos supridores de produtos importados quando há variações de preços; enquanto esses novos mercados não são identificados, contrata-se aos preços disponíveis nos mercados. Novos investimentos na capacidade produtiva, por exemplo, podem implicar operações fora do ponto de equilíbrio. No caso de exportações de *commodities* agrícolas, a variação de preços percebida pelo produtor surtirá efeito apenas no próximo plantio, para citar apenas alguns exemplos dessas justificativas.

Para se entender o modelo de ajustamento parcial, considere-se a seguinte equação:

$$y^* = a + bx_t \qquad (21)$$

em que y^* é o nível ótimo de y em relação ao valor de x_t. O ajustamento parcial é representado por:

$$y_t - y_{t-1} = \theta(y_t^* - y_{t-1}) \qquad (22)$$

O lado esquerdo da equação (22) representa o ajustamento efetuado; a expressão entre parênteses do lado direito é o ajustamento desejado e θ representa a velocidade desse ajustamento. Note que $0 < \theta \leq 1$. Se $\theta = 0$, y não se ajustaria (permaneceria constante).

Se $\theta = 1$, o ajustamento se faria instantaneamente. Com $\theta < 1$, o ajustamento se faz gradualmente.

Substituindo-se a equação (21) na equação (22), tem-se:

$$y_t = \theta a + \theta b x_t + (1-\theta) y_{t-1} \qquad (23)$$

Assim, uma mudança em x_t induz uma mudança em y^*, que ocorrerá ao longo do tempo, e o sistema gradualmente captura esse movimento.

Ressalte-se, neste ponto, que os coeficientes das equações da seção anterior representam relações de curto prazo. É a presença de variáveis defasadas no lado direito da equação que viabiliza a obtenção de estimativas de longo prazo – quando $t \to \infty$, $y_t \to y_t^*$, com x_t constante.

2.2. Metodologia econométrica

Antes de abordar as técnicas que usaremos, alguns conceitos devem ser mencionados. O primeiro diz respeito a sistemas de equações na forma estrutural, em que as variáveis endógenas são funções de valores defasados delas próprias, de variáveis pré-determinadas[2] e do erro aleatório. O segundo diz respeito a sistemas de equações na forma reduzida, sendo as variáveis endógenas funções apenas das variáveis pré-determinadas e dos erros aleatórios. A vantagem da abordagem na forma reduzida é que não há o problema de endogeneidade e as técnicas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) geram estimadores não-viesados e consistentes.

O problema é que nem sempre é possível transformar um sistema da forma reduzida para a forma estrutural. Mesmo quando isso é possível, pode-se chegar a valores não únicos para os parâmetros. Essa questão é chamada de 'problema da identificação' e antecede o problema da estimativa porque, a princípio, é necessário verificar se os parâmetros estruturais podem ser obtidos a partir dos parâmetros na forma reduzida.

Nesse sentido, diz-se que uma equação está sub-identificada se não é possível se obterem os parâmetros estruturais a partir dos reduzidos; caso contrário, a equação será identificada. Quando os parâmetros da forma reduzida conduzem a parâmetros únicos na forma estrutural, diz-se que a equação é exatamente identificada. Quando os

[2] Variáveis exógenas ao modelo ou endógenas defasadas.

parâmetros na forma reduzida conduzem a mais de um valor numérico para alguns dos parâmetros na forma estrutural, diz-se que a equação está sobre-identificada.

No primeiro caso, não é possível estimar os parâmetros na forma estrutural porque o número de incógnitas é maior do que o número de equações.

No segundo caso, há uma relação biunívoca entre os parâmetros da forma reduzida e os da forma estrutural. Estimam-se então os parâmetros na forma reduzida e, em um sistema no qual o número de equações é igual ao de incógnitas, calculam-se algebricamente os parâmetros da forma estrutural. Esse método é conhecido como Mínimos Quadrados Indiretos (MQI).

No terceiro caso, há mais equações do que incógnitas, razão pela qual o método de MQI não deve ser utilizado. Para esse tipo de equação, o método mais comumente utilizado é o de Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E), que será discutido mais adiante.

Duas condições foram desenvolvidas para ajudar na solução do problema da identificação: a condição de ordem e a condição de posto. A descrição de ambas foge ao escopo deste trabalho, mas pode ser facilmente encontrada na literatura clássica sobre econometria, como, por exemplo, Greene (2003). Por tais condições, é fácil verificar que as equações (17), (18), (19') e (20') são sobre-identificadas.

Há, entretanto, um método mais completo para se calcular essas estimativas: o método generalizado de momentos (GMM). Não necessitando de informações sobre a exata distribuição dos erros, ele parte do princípio de que esses erros são não-correlacionados com um conjunto de variáveis instrumentais (tal qual o método de mínimos quadrados de dois estágios) e seleciona parâmetros de modo que a correlação entre os instrumentos e os erros é mais próxima de zero quanto possível. Utilizando-se uma matriz de pesos da função de critérios (a função a ser minimizada) apropriadamente, os estimadores GMM são construídos de maneira a eliminar os problemas de autocorrelação e de heteroscedasticidade dos resíduos. Na verdade, o método MQ2E pode ser visto como um caso particular do GMM.

2.2.1 Estimativa

Há basicamente duas abordagens para se estimarem equações estruturais em sistemas simultâneos: os métodos de equação única ou de informação limitada e os métodos de sistemas ou de informação completa.

Nos métodos de informação limitada, estima-se cada equação no sistema individualmente, analisando-se suas restrições, sem levar em conta as demais equações do sistema. Já nos métodos de informação completa, estima-se o sistema como um todo, simultaneamente. Levam-se em conta, portanto, todas as restrições sobre tais equações pela ausência de alguma variável, algum erro de medida, etc.

De uma perspectiva teórica, os métodos de informação completa, como o método de máxima verossimilhança com informação completa (MVSIC), são superiores aos métodos de informação limitada. Na prática, porém, não são muito utilizados principalmente porque se há algum erro de especificação em alguma das equações, esse erro é incorporado pelo resto do sistema, o que o torna muito mais sensível a esse tipo de problema.

Tradicionalmente, a maneira mais sugerida de se tratar o problema da endogeneidade por métodos de equação única, notadamente no caso de equações sobre-identificadas, problema levantado por este trabalho, foi o uso de variáveis instrumentais ou mesmo o método de mínimos quadrados de dois estágios (uma dupla aplicação do método de mínimos quadrados ordinários), que conduzem às mesmas estimativas. Goldstein e Khan (1984), aliás, em seu clássico artigo sobre o tema abordado por este trabalho, sugeriram esse caminho.

Mais recentemente, entretanto, o método generalizado de momentos, por ser mais completo do que o de mínimos quadrados de dois estágios, tem sido mais utilizado. Na verdade, sob algumas hipóteses simplificadoras, ele pode ser visto como o método de mínimos quadrados de dois estágios ou mesmo como o método de mínimos quadrados ordinários, já que procura resolver a não observância de boa parte das hipóteses do modelo de regressão linear clássico. Por esse motivo, iremos utilizá-lo para as estimativas deste trabalho.

Para entender como esse método funciona, sejam as condições de momento:

$$E(m(y,\theta)) = 0 \qquad (24)$$

ou ainda

$$\left(\sum_t m(y_t,\theta)\right)/T = 0 \qquad (25),$$

em que θ são os parâmetros a serem estimados. Há o problema de que essas condições não serão satisfeitas para sistemas sobreindentificados. Para resolvê-lo, usamos uma matriz $W(y_t, \theta)$ de pesos para cada condição de momento e minimizamos a seguinte função de critérios (condição de ortogonalidade) com relação a θ:

$$\sum_t m(\theta, y_t, X, Z) W(y_t, \theta) m(\theta, y_t, X, Z) \qquad (26),$$

em que Z é o conjunto de variávies instrumentais.

Se W for positiva definida, a estimativa de θ será consistente. Pode-se mostrar que uma condição necessária para se obterem estimativas assintóticas eficientes de θ é utilizar W como a inversa da matriz de covariança Ω do *sample* de momentos m, de maneira que coloquemos menos pesos nas condições menos precisas. Usualmente, utilizam-se estimativas consistentes de MQ2E para a estimativa inicial de θ para se obter a estimativa de Ω para as iterações subseqüentes. Para uma explanação mais detalhada do método generalizado de momentos, uma boa referência é Greene (2003).

3. Descrição dos dados

Os dados necessários para se estimarem os parâmetros das equações (15), (16), (17), (18), (19') e (20'), abaixo relacionados, foram obtidos ou construídos na forma trimestral. Os dados cobrem o período do início de 1991 (já com os efeitos da abertura comercial, iniciada pelo Governo Collor) a meados de 2007, perfazendo-se, *a priori*, um total de 66 observações para cada subdivisão. Os dados obtidos para a estimação das referidas equações são os seguintes[3]:

- Importações: I_i
- Exportações: X_i
- Renda interna: Y_i
- Renda estrangeira: Y^*
- Índice de quantum médio das importações de países selecionados na pauta de exportações do Brasil: IQM^*
- Taxa de câmbio nominal: e (R$/US$)
- Alíquota de arrecadação efetiva do imposto de importação do Brasil: T_i
- Preços internos: P_i (R$)
- Preços estrangeiros: P^* (US$)
- Preço de exportação de produtos brasileiros: PX_i (US$)
- Preço de importação de produtos pelo Brasil: PI_i (US$) (= PX^*)

Os índices de quantum das importações e exportações agregadas brasileiras foram obtidos junto à Funcex. Os valores das importações e das exportações foram obtidos no sítio do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio – MDIC, por meio de seu sistema Aliceweb; estão em US$ (bilhões) e são FOB.

A renda interna considerada foi o PIB – preços de mercado –, índice encadeado (média 1995 = 100), obtido junto ao SCN/IBGE[4], de acordo com a nova metodologia daquela instituição. Para o período entre 1991-1994 foram utilizados dados do Sistema

[3] Em que *i* é o país de referência (para o caso deste trabalho, o Brasil).
[4] Sistema de Contas Nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

de Contas Nacionais Trimestrais Referência 2000 (dados oriundos do banco SIDRA[5], retirados do sítio www.ipeadata.gov.br).

Os deslocamentos das curvas de demanda estrangeira de exportações brasileiras e de oferta estrangeira de importações brasileiras, teoricamente representados pela renda externa, foram tratados de maneira distinta neste trabalho, pelo próprio fim a que se destinam. Com o objetivo de representar os deslocamentos da curva de demanda estrangeira por exportações brasileiras, construímos um índice de quantum das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil. Já os deslocamentos da oferta estrangeira de importações brasileiras foram capturados com base em uma variável de escala para a curva de oferta estrangeira de exportações, com base no PIB dos principais importadores brasileiros. Note-se que os objetivos são diferentes. No primeiro caso, considerar toda a renda estrangeira dos países importadores de produtos brasileiros poderia não representar, por exemplo, o grau de abertura de suas economias, representado por sua propensão marginal a importar. No segundo caso, o princípio é que a renda estrangeira procure dar uma idéia tanto do crescimento da capacidade instalada da economia dos principais parceiros comerciais do Brasil como de sua utilização, como modo de se capturar a propensão marginal a exportar dessas economias, conforme descrito na seção ***2.1.3***. Por esse motivo, a renda estrangeira foi desagregada em IQM^* e Y^*, respectivamente. A construção de ambas as séries é descrita nos próximos três parágrafos, com o auxílio das tabelas de 1 a 6.

Para representar o deslocamento da curva de demanda dos principais parceiros comerciais do Brasil (IQM^*), de modo a melhor representar a renda estrangeira especificada no modelo, foi construída uma variável com base no valor médio ponderado do índice de quantum de importações de seus maiores parceiros, de acordo com a pauta de exportações brasileira do 1º trimestre de 1996 ao 1º trimestre de 2006. Os países considerados foram Estados Unidos, Argentina, Holanda, Alemanha, China, Japão, Itália, Bélgica, Inglaterra e França, perfazendo-se um total de aproximadamente 59% das exportações no período. A construção dos pesos utilizados nessas ponderações encontra-se detalhada na tabela 1[6].

---

[5] Sistema IBGE de recuperação automática.

[6] Por falta de dados referentes aos índices de valor e preços de importações de México e Chile, esses dois países foram excluídos da amostra. Por motivo semelhante, foram criados três pesos para ponderar a ausência de dados na forma tratada por estre trabalho de Argentina e Bélgica (do primeiro trimestre de

Tabela 1

Exportações brasileiras por destino:
1º Trim/96 a 1º Trim/2006 - países selecionados*

País de destino	Valor exportado (US$ milhões)	Percentual no total de exportações	Peso percentual de 91 T1 a 92 T4	Peso percentual de 93 T1 a 00 T1	Peso percentual de 00 T2 a 07 T2
ESTADOS UNIDOS	146.330	21,18%	44,89%	36,00%	39,01%
ARGENTINA	61.959	8,97%		15,24%	16,52%
PAISES BAIXOS (HOLANDA)	38.275	5,54%	11,74%	9,42%	10,20%
ALEMANHA	31.304	4,53%	9,60%	7,70%	
CHINA	27.655	4,00%	8,48%	6,80%	7,37%
JAPAO	26.547	3,84%	8,14%	6,53%	7,08%
ITALIA	22.069	3,19%	6,77%	5,43%	5,88%
MEXICO	21.333	3,09%			
BELGICA	18.482	2,68%		4,55%	4,93%
REINO UNIDO	17.513	2,54%	5,37%	4,31%	4,67%
CHILE	17.153	2,48%			
FRANÇA	16.308	2,36%	5,00%	4,01%	4,35%
ESPANHA	13.570	1,96%			
RUSSIA, FEDERACAO DA	12.143	1,76%			
VENEZUELA	10.095	1,46%			
COREIA, REPUBLICA DA (SUL)	9.843	1,42%			
PARAGUAI	9.642	1,40%			
CANADA	8.618	1,25%			
COLOMBIA	7.139	1,03%			
URUGUAI	7.078	1,02%			
ARABIA SAUDITA	6.224	0,90%			
PORTUGAL	5.955	0,86%			
IRA, REPUBLICA ISLAMICA DO	5.867	0,85%			
HONG KONG	5.796	0,84%			
TOTAL DA AMOSTRA	546.896	79,17%	100,00%	100,00%	100,00%
TOTAL GERAL	690.817	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio - Aliceweb, coletado em 06/03/2006.

* Países selecionados para os períodos de 1991 T1 a 1992 T2, 1993 T1 a 2000 T1 e 2000 T2 a 2007 T2: 47,19%, 58,83% e 54,30% das exp tações totais. Utilizando-se o período de 1996 T1 a 2006 T1, buscou-se dar maior representatividade às exportações do período como um t do. A desvantagem dessa abordagem é que dá-se maior peso às observações mais recentes num contexto de inflação, que não se mostro tão grande assim no período (5,6%). Ademais, não há porque acreditar que o numerador e o denominador dos pesos sejam significativame te atingidos de forma diferente, razão pela qual preferimos não considerar arbitrariamente um ano qualquer da amostra.

Observações:
1) Foram considerados os 10 países mais importantes na pauta de exportação brasileira com dados disponíveis.
2) Por falta dos dados referentes aos índices de valor e de preços das importações do México e do Chile, esses dois países foram excluídos da amostra original proposta.
3) Os dados da Argentina e da Bélgica foram excluídos de 1991 a 1992 pelo mesmo motivo da observação anterior.
4) A falta dos dados da Argentina e da Bélgica nos obrigou a utilizar pesos diferentes para os dois períodos.
5) Foi excluído da lista de países de destino "Provisão de navios e aeronaves", no valor de US$ 10.451 milhões, por não haver renda para essa demanda.

Os índices de quantum dos países selecionados, representando os principais parceiros comerciais do Brasil, de acordo com a tabela acima, foram construídos dividindo-se os índices de valor pelos índices de preços de cada um desses países, extraídos da base de dados do *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional (FMI/IFS)[7]. Com base na importância de cada país na pauta de exportações brasileiras, um índice de quantum para os principais parceiros comerciais do Brasil foi construído. Vale ressaltar que não havia, ainda, a disponibilidade de dados

1991 ao quarto de 1992) e da Alemanha (a partir do segundo trimestre de 2000). Com relação aos dados desse último país, entramos em contato com o Departamento de Estatística do Governo da Alemanha para tentar consegui-los, sem sucesso, já que esses dados são fornecidos apenas em bases mensais e anuais e as séries mensais a nós enviadas continham quebras que impossibilitaram a construção da série trimestral. Foi excluído ainda da lista dos países pré-selecionados "Provisão de navios e aeronaves", por não apresentar renda correspondente a essa demanda.

[7] O ideal seria que observássemos diretamente esses índices de quantum, mas eles não existem no período e na periodicidade considerados.

na forma tratada por este trabalho para a Bélgica e para a Argentina entre 1991 e 1992 e para a Alemanha a partir de 2000, razão pela qual três ponderações foram utilizadas, uma para esse período e outra para o período de 1993 a 2005, excluindo e incluindo, respectivamente, esses dois países. As tabelas com esses índices de valor (tabela 2) e de preços (tabela 3), ambas com dados do FMI/IFS, bem como com a sua divisão, resultando no índice de quantum (tabela 4), encontram-se abaixo:

Tabela 2

Índice de valor das importações dos principais parceiros comercias do Brasil - 1º Trim/93 = 100

País	EUA	Japão	Bélgica	França	Alemanha	Itália	Holanda	Reino Unido	China	Argentina	Resto do Mundo**
Peso 91 T1 a 92 T4	44,89%	8,14%		5,00%	9,60%	6,77%	11,74%	5,37%	8,48%		100,00%
Peso 93 T1 a 00 T1	36,00%	6,53%	4,55%	4,01%	7,70%	5,43%	9,42%	4,31%	6,80%	15,24%	100,00%
Peso 00 T2 a 07 T2	39,01%	7,08%	4,93%	4,35%		5,88%	10,20%	4,67%	7,37%	16,52%	100,00%
I/1991	85,054	99,337	n.a.	79,961	105,453	103,045	96,250	89,834	68,974	n.a.	89,346
II/1991	89,447	95,823	n.a.	77,609	106,912	109,330	96,816	88,971	84,335	n.a.	92,803
III/1991	93,449	99,256	n.a.	73,810	102,317	93,909	90,778	90,265	86,521	n.a.	92,750
IV/1991	95,980	104,254	n.a.	79,418	108,430	108,661	93,939	91,374	91,864	n.a.	97,043
I/1992	91,473	98,687	n.a.	82,313	111,266	113,369	99,104	92,298	83,971	n.a.	95,289
II/1992	97,442	98,464	n.a.	79,599	106,213	113,110	97,854	96,488	104,493	n.a.	99,131
III/1992	100,687	98,058	n.a.	73,991	103,516	95,810	92,052	96,858	104,372	n.a.	98,172
IV/1992	103,818	100,678	n.a.	79,237	112,086	106,782	97,524	98,398	112,568	n.a.	103,039
I/1993	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
II/1993	106,026	102,214	99,352	103,738	96,005	99,525	101,415	97,597	116,454	118,758	106,110
III/1993	109,256	106,317	91,978	92,523	92,769	86,350	98,199	99,569	120,279	143,855	109,659
IV/1993	114,461	107,848	102,491	103,738	102,357	99,676	104,466	101,356	120,522	154,851	116,383
I/1994	110,377	108,727	105,979	107,477	99,561	106,674	108,847	102,834	108,318	151,747	114,616
II/1994	118,645	115,663	107,324	109,346	106,432	110,065	108,786	103,450	134,062	163,778	122,502
III/1994	124,451	121,068	99,253	102,804	103,576	98,683	105,666	102,526	137,948	170,375	124,414
IV/1994	128,723	127,874	111,560	116,822	116,480	117,732	117,932	107,209	141,105	169,728	131,020
I/1995	124,653	124,177	114,549	117,757	107,320	121,361	124,232	106,038	131,815	153,299	126,385
II/1995	128,794	134,231	114,449	117,757	108,792	124,298	124,747	109,612	152,216	137,387	127,965
III/1995	131,117	133,657	102,641	108,411	104,616	107,603	116,267	112,385	156,588	140,750	126,755
IV/1995	131,926	140,140	114,250	116,822	112,413	122,398	128,956	113,802	152,398	148,900	131,952
I/1996	127,902	131,805	117,040	118,692	113,456	119,703	128,048	118,546	138,737	141,139	128,101
II/1996	134,132	141,551	118,236	118,692	113,575	114,039	126,049	119,593	155,738	166,106	135,557
III/1996	140,663	141,374	108,919	111,215	110,900	100,573	125,110	122,243	161,931	193,403	140,844
IV/1996	142,584	144,020	119,033	123,365	121,198	118,709	138,678	123,229	162,295	192,756	145,680
I/1997	139,510	139,566	118,934	99,470	118,892	117,964	136,851	126,600	147,602	190,427	141,720
II/1997	151,118	140,757	124,315	104,330	125,254	129,343	135,211	133,204	166,485	222,122	153,771
III/1997	158,932	144,417	113,303	98,692	123,194	114,337	133,614	132,826	173,467	249,288	159,572
IV/1997	162,313	143,491	127,504	108,629	132,947	134,610	145,828	138,424	175,653	247,994	164,968
I/1998	159,311	134,936	129,547	110,187	133,911	137,095	144,446	141,002	145,234	228,589	158,646
II/1998	168,832	131,497	132,985	111,713	136,607	138,089	147,813	144,335	163,631	256,145	168,242
III/1998	174,581	134,627	126,507	105,732	133,210	120,498	148,331	144,964	155,252	267,400	169,986
IV/1998	181,221	137,009	134,978	115,421	145,771	138,188	163,695	146,159	151,913	235,575	171,654
I/1999	175,072	140,404	132,985	103,427	135,766	136,995	165,378	149,178	130,358	191,203	160,312
II/1999	186,785	142,874	133,832	112,679	144,147	141,716	162,357	149,241	150,759	201,682	168,706
III/1999	196,304	147,239	129,746	118,256	141,465	125,766	156,487	157,228	165,877	231,047	176,680
IV/1999	201,265	159,322	144,245	127,383	154,445	150,013	164,730	159,241	170,067	227,684	183,233
I/2000	198,082	155,353	150,474	116,075	157,061	149,864	172,455	161,756	159,806	191,979	176,545
II/2000	211,169	160,821	148,630	127,882	n.a.	152,996	174,010	166,725	178,628	208,021	174,164
III/2000	219,147	163,246	142,302	121,277	n.a.	138,585	160,415	169,617	196,781	224,321	178,424
IV/2000	219,987	174,579	156,004	146,573	n.a.	154,686	170,945	174,397	193,321	219,664	182,231
I/2001	208,029	165,231	159,891	182,524	n.a.	156,276	175,520	177,731	168,731	190,944	173,544
II/2001	205,488	160,292	152,317	175,327	n.a.	154,486	174,010	177,668	177,778	195,990	172,816
III/2001	203,632	154,912	139,561	95,140	n.a.	133,418	161,925	175,215	191,075	175,550	163,400
IV/2001	206,633	164,878	154,460	100,467	n.a.	148,772	172,844	177,354	176,503	134,541	160,734
I/2002	196,545	154,799	160,239	103,551	n.a.	147,579	158,473	180,560	161,749	71,151	144,883
II/2002	214,832	159,717	164,075	106,449	n.a.	149,915	159,379	188,988	187,796	76,585	155,254
III/2002	221,784	167,530	156,553	100,093	n.a.	135,306	155,754	186,850	211,840	81,889	158,888
IV/2002	226,027	173,540	171,649	111,028	n.a.	156,474	167,018	184,711	208,379	90,298	165,098
I/2003	210,648	167,694	164,225	105,514	n.a.	151,058	166,974	189,114	191,985	89,910	157,337
II/2003	226,042	173,158	165,072	103,365	n.a.	151,405	165,464	185,780	207,832	117,594	168,220
III/2003	230,555	175,890	157,649	98,224	n.a.	136,002	161,752	186,283	228,597	132,342	171,977
IV/2003	239,665	185,945	174,240	111,589	n.a.	154,835	180,138	193,516	239,709	150,970	183,865
I/2004	233,264	182,502	178,077	112,710	n.a.	154,288	179,964	195,528	221,858	159,638	181,703
II/2004	251,137	184,524	175,985	118,692	n.a.	159,157	181,087	200,686	248,998	178,396	193,713
III/2004	255,352	187,530	168,460	112,991	n.a.	142,064	178,368	202,699	261,020	196,637	197,357
IV/2004	264,325	196,708	184,354	211,683	n.a.	158,909	191,660	207,729	258,288	203,234	209,073
I/2005	251,576	187,474	187,594	210,374	n.a.	152,400	191,402	204,899	231,694	189,651	199,594
II/2005	265,381	190,425	190,981	219,158	n.a.	160,002	195,458	212,699	267,942	237,257	216,119
III/2005	266,255	195,234	177,478	201,215	n.a.	143,356	192,006	219,113	288,160	236,740	215,758
IV/2005	277,317	198,129	196,612	231,027	n.a.	157,964	210,564	224,773	286,885	243,986	225,798
I/2006	268,523	198,458	199,352	231,682	n.a.	154,486	207,974	239,679	263,934	228,332	219,066
II/2006	278,983	199,769	196,462	242,056	n.a.	159,207	213,584	254,647	285,974	252,911	229,878
III/2006	286,413	200,861	187,993	219,346	n.a.	148,176	216,217	233,326	312,933	287,970	237,237
IV/2006	287,187	207,910	205,531	242,991	n.a.	165,716	228,689	231,377	320,765	287,710	242,259
I/2007	274,235	192,994	209,667	242,430	n.a.	157,268	223,769	228,358	286,157	278,914	232,039
II/2007	283,894	192,677	207,573	247,477	n.a.	160,400	230,371	223,766	322,222	306,339	242,832

Fonte: FMI/IFS.

* Pesos diferenciados para os períodos 1991 T1 a 1992 T4, 1993 T1 a 2000 T1 e 2000 T2 a 2007 T2. No primeiro período, não há dados disponíveis na forma como tratada por este trabalho para Bélgica e Argentina. No último, para a Alemanha.

** Elaboração própria.

Tabela 3

Índice de preços das importações dos principais parceiros comercias do Brasil - 1º Trim/93 = 100*

País	EUA	Japão	Bélgica	França	Alemanha	Itália	Holanda	Reino Unido	China	Argentina	Resto do Mundo**
Peso 91 T1 a 92 T4	44,89%	8,14%		5,00%	9,60%	6,77%	11,74%	5,37%	8,48%		100,00%
Peso 93 T1 a 00 T1	36,00%	6,53%	4,55%	4,01%	7,70%	5,43%	9,42%	4,31%	6,80%	15,24%	100,00%
Peso 00 T2 a 07 T2	39,01%	7,08%	4,93%	4,35%		5,88%	10,20%	4,67%	7,37%	16,52%	100,00%
I/1991	101,303	116,955	n.a.	104,407	103,152	92,128	105,628	89,064	101,772	n.a.	102,180
II/1991	99,066	111,389	n.a.	105,392	104,360	91,324	106,061	90,347	100,459	n.a.	100,841
III/1991	98,716	108,699	n.a.	107,558	103,957	91,436	107,359	91,982	100,919	n.a.	100,821
IV/1991	99,902	106,229	n.a.	106,644	102,783	91,642	106,494	91,180	101,608	n.a.	100,922
I/1992	99,541	103,907	n.a.	103,608	102,046	89,847	105,195	90,667	101,542	n.a.	100,041
II/1992	99,717	105,419	n.a.	103,870	102,180	90,950	104,762	90,090	100,951	n.a.	100,212
III/1992	101,306	105,087	n.a.	102,470	100,168	88,930	103,896	89,384	101,936	n.a.	100,442
IV/1992	101,342	101,733	n.a.	102,066	99,799	94,652	101,732	95,478	101,083	n.a.	100,518
I/1993	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
II/1993	101,059	95,098	98,997	99,693	99,396	102,880	99,134	100,674	100,754	100,000	100,112
III/1993	100,071	89,606	100,769	100,564	99,464	100,916	98,701	100,930	101,542	99,403	99,344
IV/1993	99,859	88,316	101,572	100,395	99,061	103,197	97,836	100,642	100,853	98,906	99,090
I/1994	99,364	87,947	102,509	98,705	99,866	104,039	97,592	101,796	101,509	99,403	99,117
II/1994	101,165	87,025	102,742	99,187	100,369	105,217	97,910	103,208	102,297	99,801	100,043
III/1994	103,107	87,726	101,706	99,150	100,235	105,292	97,946	105,773	104,299	101,692	101,272
IV/1994	104,096	89,716	102,274	100,119	100,939	108,919	97,804	105,132	105,677	103,085	102,339
I/1995	105,226	90,748	105,652	101,641	101,576	114,510	99,008	108,339	106,794	104,876	103,981
II/1995	107,380	83,081	104,917	101,542	100,503	120,419	97,061	110,295	109,157	106,767	104,806
III/1995	106,886	86,878	105,318	100,695	100,268	119,746	97,379	112,252	109,977	107,164	105,037
IV/1995	106,639	91,264	105,652	100,942	100,034	121,017	98,441	111,610	108,729	106,866	105,252
I/1996	107,274	94,360	109,131	103,223	100,872	122,225	99,114	112,348	108,369	108,358	106,361
II/1996	107,698	95,429	108,629	103,057	101,174	119,455	98,866	112,348	107,449	105,771	105,947
III/1996	107,026	95,908	108,930	103,202	100,335	117,531	98,689	109,493	106,892	104,378	105,197
IV/1996	108,440	100,479	110,435	102,113	101,710	116,686	98,831	107,569	106,662	102,985	105,791
I/1997	107,132	107,077	114,482	103,509	103,890	120,019	103,753	104,934	105,677	104,677	106,881
II/1997	104,661	104,092	115,385	104,694	104,225	120,159	103,523	103,310	105,054	103,881	105,663
III/1997	104,273	100,295	117,759	104,302	105,433	122,506	105,632	102,737	104,889	100,896	105,296
IV/1997	103,778	103,465	116,521	105,433	104,863	121,286	106,621	101,336	103,840	101,991	105,332
I/1998	100,636	100,700	116,254	104,313	104,158	122,272	106,654	99,712	101,542	101,095	103,602
II/1998	99,117	100,700	114,850	103,121	102,582	120,676	104,808	98,280	100,098	98,409	101,993
III/1998	97,634	101,548	113,411	103,375	100,436	118,517	100,985	96,879	98,883	96,717	100,415
IV/1998	97,140	91,707	110,870	102,534	98,223	114,902	96,502	96,433	98,392	94,130	98,209
I/1999	96,751	87,726	111,103	101,394	98,022	116,217	96,799	95,223	97,834	93,731	97,707
II/1999	98,305	90,785	113,846	102,204	99,598	118,470	100,293	95,542	96,685	91,542	98,798
III/1999	100,424	90,343	115,987	103,435	101,476	124,008	102,797	97,134	97,473	90,846	100,376
IV/1999	102,436	89,237	119,766	104,299	104,225	125,839	108,664	97,325	98,720	91,741	102,329
I/2000	105,014	93,365	124,081	94,347	108,149	134,147	106,555	97,388	98,326	93,931	104,187
II/2000	105,049	92,333	127,658	96,244	n.a.	138,183	118,255	98,757	98,359	92,836	97,257
III/2000	106,709	93,623	131,104	97,692	n.a.	143,628	120,134	100,795	98,720	90,348	98,359
IV/2000	106,957	95,540	135,552	98,902	n.a.	147,383	112,421	101,050	98,457	90,846	98,371
I/2001	105,473	97,161	132,943	96,063	n.a.	144,708	120,693	100,668	96,783	92,239	98,426
II/2001	103,602	98,341	135,451	96,164	n.a.	146,773	118,255	100,572	95,799	90,348	97,471
III/2001	101,695	95,761	133,679	99,808	n.a.	145,552	118,386	97,770	95,208	87,761	96,072
IV/2001	97,952	92,886	128,862	95,962	n.a.	141,328	112,125	95,637	93,731	86,169	92,909
I/2002	97,458	95,466	130,435	96,265	n.a.	143,815	115,288	96,974	91,959	89,353	93,839
II/2002	99,859	95,651	129,632	94,443	n.a.	145,036	116,705	96,943	91,467	86,468	94,331
III/2002	100,565	92,186	129,097	93,633	n.a.	144,145	114,696	95,669	91,762	85,871	93,939
IV/2002	100,742	95,355	129,130	91,204	n.a.	142,737	114,399	95,128	91,565	83,980	93,684
I/2003	103,990	95,946	129,264	90,394	n.a.	147,383	114,102	95,765	91,861	85,672	95,395
II/2003	101,518	94,434	126,087	94,544	n.a.	143,300	107,247	95,414	91,171	87,264	93,742
III/2003	102,260	94,213	126,522	94,038	n.a.	142,361	109,224	95,765	90,974	86,070	93,949
IV/2003	102,613	90,711	124,683	92,216	n.a.	140,765	107,412	95,096	91,368	87,065	93,583
I/2004	105,438	93,255	126,388	91,913	n.a.	144,896	108,005	93,313	92,550	89,552	95,495
II/2004	107,344	98,157	131,907	91,609	n.a.	149,214	109,290	94,650	93,337	94,229	97,919
III/2004	109,393	100,221	103,077	91,305	n.a.	152,968	112,652	95,860	94,716	94,030	98,105
IV/2004	111,335	99,373	101,806	88,066	n.a.	154,141	113,838	96,210	95,307	94,726	98,898
I/2005	112,253	101,512	104,214	86,345	n.a.	157,803	108,763	96,974	96,193	96,517	99,496
II/2005	115,077	108,256	105,050	86,446	n.a.	160,150	110,081	97,611	96,390	98,010	101,515
III/2005	118,997	113,343	108,930	89,483	n.a.	167,191	115,948	100,508	96,783	96,418	104,400
IV/2005	119,738	119,204	110,268	86,446	n.a.	168,552	114,498	101,113	96,783	96,717	104,998
I/2006	119,774	121,305	112,542	88,572	n.a.	177,141	117,135	102,514	97,177	99,005	106,488
II/2006	123,446	123,958	110,200	86,851	n.a.	180,709	116,475	103,342	98,260	99,801	108,169
III/2006	124,717	129,745	112,408	88,876	n.a.	183,431	115,718	103,215	99,442	99,204	109,247
IV/2006	120,834	127,903	109,197	88,167	n.a.	180,803	115,915	101,686	99,442	98,607	107,273
I/2007	121,363	129,045	110,000	86,851	n.a.	187,234	118,156	101,686	99,737	100,796	108,436
II/2007	125,742	135,975	111,472	88,403	n.a.	189,626	120,364	103,692	100,131	102,787	111,349

Fonte: FMI/IFS.

* Pesos diferenciados para os períodos 1991 T1 a 1992 T4, 1993 T1 a 2000 T1 e 2000 T2 a 2007 T2. No primeiro período, não há dados disponíveis na forma como tratada por este trabalho para Bélgica e Argentina. No último, para a Alemanha.

** Elaboração própria.

Tabela 4

Índice de quantum das importações dos principais parceiros comercias do Brasil - 1º Trim/93 = 100 *

País	EUA	Japão	Bélgica	França	Alemanha	Itália	Holanda	Reino Unido	China	Argentina	Resto do Mundo**
Peso 91 T1 a 92 T4	44,89%	8,14%		5,00%	9,60%	6,77%	11,74%	5,37%	8,48%		100,00%
Peso 93 T1 a 00 T1	36,00%	6,53%	4,55%	4,01%	7,70%	5,43%	9,42%	4,31%	6,80%	15,24%	100,00%
Peso 00 T2 a 07 T2	39,01%	7,08%	4,93%	4,35%	0,00%	5,88%	10,20%	4,67%	7,37%	16,52%	100,00%
I/1991	83,960	84,937	n.a.	76,586	102,231	111,851	91,122	100,865	67,773	n.a.	87,441
II/1991	90,291	86,025	n.a.	73,638	102,446	119,717	91,284	98,477	83,950	n.a.	92,029
III/1991	94,665	91,313	n.a.	68,623	98,423	102,705	84,556	98,133	85,733	n.a.	91,994
IV/1991	96,075	98,140	n.a.	74,470	105,494	118,572	88,211	100,212	90,410	n.a.	96,157
I/1992	91,895	94,977	n.a.	79,447	109,036	126,181	94,210	101,799	82,696	n.a.	95,250
II/1992	97,718	93,403	n.a.	76,633	103,947	124,366	93,406	107,102	103,509	n.a.	98,921
III/1992	99,389	93,311	n.a.	72,207	103,342	107,736	88,600	108,361	102,390	n.a.	97,740
IV/1992	102,443	98,963	n.a.	77,634	112,312	112,815	95,864	103,058	111,362	n.a.	102,509
I/1993	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
II/1993	104,915	107,483	100,359	104,058	96,588	96,739	102,301	96,944	115,582	118,758	105,992
III/1993	109,179	118,650	91,276	92,005	93,269	85,566	99,491	98,651	118,453	144,719	110,383
IV/1993	114,623	122,116	100,906	103,330	103,327	96,588	106,777	100,709	119,503	156,564	117,452
I/1994	111,083	123,628	103,385	108,887	99,694	102,533	111,533	101,020	106,708	152,658	115,637
II/1994	117,278	132,907	104,460	110,242	106,041	104,608	111,108	100,235	131,052	164,104	122,449
III/1994	120,701	138,007	97,588	103,685	103,333	93,723	107,883	96,931	132,262	167,541	122,852
IV/1994	123,657	142,531	109,079	116,684	115,396	108,091	120,580	101,975	133,525	164,650	128,026
I/1995	118,462	136,836	108,421	115,856	105,654	105,983	125,476	97,876	123,430	146,172	121,546
II/1995	119,942	161,565	109,086	115,969	108,247	103,222	128,524	99,381	139,448	128,679	122,097
III/1995	122,671	153,845	97,458	107,663	104,336	89,859	119,396	100,118	142,383	131,341	120,677
IV/1995	123,713	153,554	108,138	115,733	112,375	101,141	130,998	101,963	140,163	139,334	125,368
I/1996	119,229	139,683	107,248	114,986	112,475	97,937	129,192	105,517	128,023	130,252	120,440
II/1996	124,544	148,330	108,844	115,170	112,257	95,465	127,494	106,449	144,941	157,043	127,948
III/1996	131,428	147,406	99,990	107,764	110,529	85,571	126,771	111,644	151,490	185,290	133,886
IV/1996	131,487	143,334	107,786	120,812	119,160	101,734	140,318	114,558	152,159	187,168	137,705
I/1997	130,222	130,342	103,889	96,098	114,440	98,288	131,900	120,647	139,672	181,919	132,595
II/1997	144,388	135,224	107,740	99,652	120,177	107,643	130,610	128,936	158,475	213,824	145,529
III/1997	152,420	143,992	96,216	94,621	116,846	93,331	126,490	129,288	165,381	247,075	151,547
IV/1997	156,404	138,686	109,425	103,032	126,782	110,986	136,772	136,598	169,157	243,154	156,618
I/1998	158,305	133,998	111,434	105,631	128,565	112,123	135,435	141,409	143,028	226,113	153,130
II/1998	170,336	130,582	115,790	108,332	133,168	114,429	141,032	146,862	163,470	260,288	164,955
III/1998	178,811	132,575	111,548	102,280	132,632	101,672	146,884	149,634	157,005	276,477	169,283
IV/1998	186,557	149,399	121,744	112,568	148,409	120,265	169,628	151,565	154,396	250,267	174,784
I/1999	180,950	160,049	119,695	102,004	138,506	117,879	170,847	156,661	133,245	203,991	164,074
II/1999	190,005	157,376	117,554	110,250	144,729	119,622	161,883	156,205	155,928	220,315	170,758
III/1999	195,476	162,978	111,863	114,328	139,408	101,417	152,229	161,868	170,178	254,329	176,018
IV/1999	196,478	178,538	120,439	122,133	148,184	119,211	151,596	163,618	172,272	248,180	179,063
I/2000	188,624	166,393	121,271	123,029	145,227	111,717	161,846	166,094	162,526	204,383	169,449
II/2000	201,018	174,175	116,428	132,873	n.a.	110,719	147,148	168,823	181,609	224,073	179,075
III/2000	205,369	174,365	108,541	124,142	n.a.	96,489	133,530	168,279	199,333	248,284	181,400
IV/2000	205,679	182,728	115,088	148,200	n.a.	104,955	152,057	172,585	196,350	241,798	185,248
I/2001	197,234	170,059	120,270	190,005	n.a.	107,994	145,426	176,552	174,339	207,010	176,319
II/2001	198,344	162,996	112,451	182,321	n.a.	105,255	147,148	176,658	185,574	216,927	177,300
III/2001	200,239	161,769	104,401	95,323	n.a.	91,663	136,777	179,211	200,692	200,031	170,081
IV/2001	210,954	177,506	119,864	104,695	n.a.	105,267	154,153	185,444	188,307	156,136	173,000
I/2002	201,672	162,151	122,850	107,569	n.a.	102,617	137,458	186,193	175,892	79,629	154,395
II/2002	215,136	166,979	126,570	112,712	n.a.	103,364	136,565	194,948	205,316	88,570	164,584
III/2002	220,538	181,731	121,267	106,899	n.a.	93,868	135,797	195,308	230,858	95,363	169,141
IV/2002	224,364	181,993	132,927	121,736	n.a.	109,624	145,996	194,171	227,574	107,522	176,229
I/2003	202,565	174,780	127,046	116,727	n.a.	102,494	146,338	197,478	208,997	104,946	164,932
II/2003	222,662	183,363	130,919	109,329	n.a.	105,656	154,283	194,709	227,958	134,757	179,450
III/2003	225,460	186,694	124,602	104,451	n.a.	95,533	148,092	194,522	251,277	153,761	183,053
IV/2003	233,562	204,986	139,747	121,008	n.a.	109,995	167,708	203,495	262,354	173,400	196,473
I/2004	221,234	195,703	140,897	122,628	n.a.	106,482	166,626	209,540	239,717	178,262	190,276
II/2004	233,954	187,990	133,416	129,563	n.a.	106,664	165,694	212,029	266,772	189,322	197,829
III/2004	233,427	187,116	163,432	123,751	n.a.	92,871	158,335	211,452	275,582	209,121	201,170
IV/2004	237,414	197,949	181,084	240,369	n.a.	103,093	168,361	215,911	271,007	214,549	211,403
I/2005	224,115	184,682	180,008	243,643	n.a.	96,576	175,981	211,292	240,865	196,494	200,607
II/2005	230,611	175,902	181,800	253,520	n.a.	99,908	177,558	217,904	277,978	242,073	212,893
III/2005	223,750	172,250	162,929	224,864	n.a.	85,744	165,596	218,004	297,737	245,535	206,664
IV/2005	231,603	166,210	178,304	267,249	n.a.	93,719	183,902	222,298	296,420	252,268	215,050
I/2006	224,191	163,602	177,136	261,574	n.a.	87,211	177,551	233,801	271,601	230,626	205,720
II/2006	225,996	161,158	178,278	278,701	n.a.	88,102	183,374	246,412	291,038	253,414	212,517
III/2006	229,650	154,812	167,242	246,801	n.a.	80,780	186,849	226,059	314,689	290,281	217,157
IV/2006	237,671	162,553	188,221	275,602	n.a.	91,655	197,290	227,540	322,566	291,774	225,834
I/2007	225,962	149,555	190,607	279,132	n.a.	83,996	189,385	224,570	286,911	276,711	213,987
II/2007	225,776	141,700	186,211	279,940	n.a.	84,587	191,395	215,798	321,801	298,034	218,083

Fonte: FMI/IFS.

* Pesos diferenciados para os períodos 1991 T1 a 1992 T4, 1993 T1 a 2000 T1 e 2000 T2 a 2007 T2. No primeiro período, não há dados disponíveis na forma como tratada por este trabalho para Bélgica e Argentina. No último, para a Alemanha.

** Elaboração própria, com base na divisão dos respectivos índices de valor e preço, com base nas tabelas 2 e 3.

No mesmo sentido, para se construir a variável de escala para as economias que compõem os principais parceiros comerciais do Brasil (Y^*), foi elaborada uma série

com base nos dados de números índices de volume de PIB (Volume do PIB – 2000 = 100), obtidos junto ao sistema FMI/IFS, ponderados pelas importações brasileiras do 1º trimestre de 1996 ao 1º trimestre de 2006. No mesmo sentido da construção do índice de quantum das importações dos principais compradores de produtos exportados do Brasil, excluímos da lista de principais fornecedores de importações para o Brasil a Nigéria e a Argélia, por não apresentarem o índice de volume de PIB em fontes confiáveis e na forma tratada por este trabalho, motivo pelo qual consideramos, em seus lugares,

Tabela 5

Importações brasileiras por origem:
1º Trim/96 a 1º Trim/2006 - países selecionados*

País de origem	Valor importado (US$ milhões)	Percentual no total de importações	Peso percentual
ESTADOS UNIDOS	123.844	21,22%	33,04%
ARGENTINA	64.484	11,05%	17,21%
ALEMANHA	50.477	8,65%	13,47%
JAPAO	30.271	5,19%	8,08%
ITALIA	24.887	4,26%	6,64%
CHINA	21.136	3,62%	5,64%
FRANCA	20.113	3,45%	5,37%
COREIA, REPUBLICA DA (SUL)	14.506	2,48%	3,87%
NIGERIA	13.673	2,34%	
REINO UNIDO	13.521	2,32%	3,61%
ARGELIA	13.027	2,23%	
ESPANHA	11.541	1,98%	3,08%
CANADA	10.640	1,82%	
CHILE	10.490	1,80%	
ARABIA SAUDITA	9.789	1,68%	
SUICA	9.488	1,63%	
TAIWAN (FORMOSA)	8.363	1,43%	
SUECIA	8.328	1,43%	
MEXICO	8.095	1,39%	
VENEZUELA	7.233	1,24%	
URUGUAI	6.886	1,18%	
PAISES BAIXOS (HOLANDA)	6.116	1,05%	
BELGICA	5.924	1,01%	
RUSSIA, FEDERACAO DA	5.081	0,87%	
INDIA	4.723	0,81%	
TOTAL DA AMOSTRA	502.635	86,11%	100,00%
TOTAL GERAL	583.744	100,00%	100,00%

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio - Aliceweb, coletado em 15/02/2008.

* Países selecionados: 64,20% das exportações totais.

Observações:
1) Foram considerados os 10 países mais importantes na pauta de exportação brasileira com dados disponíveis.
2) Por falta dos dados na forma utilizada por esse trabalho para o período analisado referentes aos índices de volume de PIB (GDP volume) da Nigéria e da Argélia, esses dois países foram excluídos da amostra original proposta. Passaram a compor a amostra, por esse motivo o Reino Unido e a Espanha.

o Reino Unido e a Espanha. A ponderação utilizada com base nos principais importadores brasileiros encontra-se na tabela 5 e a construção da variável de escala encontra-se na tabela 6.

Tabela 6

Média ponderada do PIB dos principais parceiros comerciais do Brasil *

País	EUA	Japão	Coréia do Sul	França	Alemanha	Itália	Espanha	Reino Unido	China	Argentina	Média Ponderada
Pesos**	33,04%	8,08%	3,87%	5,37%	13,47%	6,64%	3,08%	3,61%	5,64%	17,21%	100,00%
I/1991	71,721	94,310	53,773	82,471	86,043	83,973	75,107	78,354	66,168	64,703	74,993
II/1991	72,186	94,286	59,555	83,053	85,323	84,182	76,025	78,091	69,139	74,858	77,250
III/1991	72,535	94,544	60,260	83,248	84,902	84,395	76,597	77,791	75,618	76,576	78,050
IV/1991	72,875	95,179	68,916	83,880	86,143	85,002	76,979	77,874	76,965	79,472	79,379
I/1992	73,630	95,289	58,186	84,721	87,665	85,772	77,745	78,036	70,266	74,228	78,272
II/1992	74,340	95,472	63,728	84,779	87,015	85,522	76,733	77,846	73,601	83,989	80,465
III/1992	75,069	95,746	62,932	84,889	86,975	84,550	76,782	78,232	80,597	83,248	80,915
IV/1992	75,896	95,413	71,907	84,525	86,995	84,067	76,281	78,664	80,968	82,541	81,360
I/1993	75,988	96,713	60,773	84,069	85,973	84,209	75,570	79,180	74,632	78,346	79,829
II/1993	76,373	95,681	67,203	83,943	86,133	84,332	75,567	79,540	77,946	87,580	81,933
III/1993	76,765	95,158	67,614	84,132	86,803	83,850	76,475	80,226	85,296	87,860	82,620
IV/1993	77,798	95,131	76,911	84,226	86,923	84,529	76,761	80,919	86,015	88,760	83,615
I/1994	78,589	93,021	65,971	84,533	87,973	85,208	77,396	81,812	80,519	84,348	82,468
II/1994	79,614	92,953	72,413	85,006	88,373	86,026	77,568	82,978	83,210	93,230	84,911
III/1994	80,060	93,938	73,139	85,713	89,093	86,547	78,182	84,134	89,188	91,779	85,484
IV/1994	80,999	93,573	84,240	86,449	89,763	86,886	78,474	84,748	90,449	93,182	86,690
I/1995	81,224	93,837	72,162	86,716	89,910	90,587	81,350	85,003	83,525	86,166	85,099
II/1995	81,369	95,037	79,350	87,151	90,780	90,695	81,622	85,547	85,612	89,833	86,446
III/1995	82,032	95,882	80,660	87,256	90,900	91,261	81,852	86,300	90,256	87,704	86,773
IV/1995	82,632	95,977	90,710	87,416	90,730	91,764	82,281	86,642	91,848	88,520	87,643
I/1996	83,215	96,494	77,495	87,873	90,123	92,130	82,748	87,431	85,582	85,659	86,530
II/1996	84,579	97,658	85,048	87,942	91,533	91,385	83,435	87,847	88,658	94,416	89,228
III/1996	85,288	97,890	85,972	88,300	91,953	91,619	84,145	88,533	94,466	94,929	90,070
IV/1996	86,285	99,429	96,963	88,281	92,313	91,327	84,683	89,248	97,262	96,686	91,480
I/1997	86,952	100,056	81,294	88,731	91,993	92,085	85,573	89,907	90,565	92,836	90,187
II/1997	88,274	99,340	90,193	89,756	93,113	93,309	86,358	90,610	95,068	102,027	93,082
III/1997	89,373	98,928	90,360	90,473	93,423	93,707	87,346	91,340	100,197	102,868	94,016
IV/1997	90,032	99,279	99,699	91,270	94,163	94,573	88,694	92,157	98,643	104,107	95,020
I/1998	91,028	97,273	76,985	90,827	95,103	94,339	87,299	93,006	87,702	98,381	92,781
II/1998	91,630	96,887	83,066	91,716	94,673	94,611	88,040	93,520	89,293	109,065	95,161
III/1998	92,685	97,353	83,022	92,249	94,903	94,954	88,823	94,503	92,119	106,207	95,355
IV/1998	94,093	97,541	93,691	92,685	94,833	94,705	89,578	95,193	92,189	103,655	95,859
I/1999	94,892	96,675	81,503	94,715	95,843	95,269	93,135	95,536	85,169	95,964	94,267
II/1999	95,677	97,337	91,135	95,714	95,743	95,844	94,563	96,168	89,780	103,708	96,690
III/1999	96,794	97,206	92,196	96,715	96,923	96,696	95,991	97,442	95,734	100,833	97,290
IV/1999	98,514	97,758	103,877	97,919	98,143	97,941	97,083	98,519	99,854	102,677	99,288
I/2000	98,764	99,509	92,201	99,084	99,150	98,877	98,558	99,604	94,297	95,794	97,908
II/2000	100,315	99,757	99,658	99,986	100,300	99,604	99,647	100,332	96,510	103,296	100,456
III/2000	100,200	99,925	99,782	100,249	100,230	100,483	100,356	100,930	103,048	100,216	100,382
IV/2000	100,721	100,809	108,360	101,323	100,400	101,331	101,440	101,538	106,145	100,695	101,406
I/2001	100,597	101,261	95,425	101,924	101,393	102,119	102,513	102,489	96,812	93,854	99,484
II/2001	100,906	100,723	103,344	101,807	101,443	101,882	103,172	102,608	97,965	103,122	101,518
III/2001	100,551	99,583	103,211	102,169	101,243	101,692	104,120	103,222	102,914	95,276	100,264
IV/2001	100,948	99,081	113,367	101,815	101,483	101,502	104,787	103,628	104,298	90,112	99,973
I/2002	101,633	99,388	101,666	102,512	101,173	101,604	105,249	104,162	95,853	78,519	97,336
II/2002	102,186	100,282	110,593	103,092	101,283	102,080	106,140	104,721	98,489	89,189	100,046
III/2002	102,788	100,928	110,190	103,341	101,663	102,376	106,793	105,490	105,787	85,967	100,271
IV/2002	102,840	101,107	121,849	103,194	101,453	102,496	107,622	106,032	109,260	87,033	101,150
I/2003	103,148	100,672	105,502	103,624	101,055	102,238	108,607	106,668	99,818	82,773	99,324
II/2003	104,031	101,414	113,044	103,544	100,785	102,001	109,327	107,288	97,647	96,100	102,126
III/2003	105,926	101,932	112,676	104,402	101,215	102,264	110,019	108,469	109,848	94,700	103,413
IV/2003	106,621	103,563	126,837	104,984	101,595	102,495	111,034	109,624	114,383	97,244	105,186
I/2004	107,402	104,682	111,219	105,459	101,863	103,041	111,807	110,409	107,509	92,091	103,806
II/2004	108,325	104,479	119,531	106,305	101,783	103,378	112,708	111,411	109,365	102,970	106,514
III/2004	109,287	104,799	117,922	106,706	101,613	103,613	114,012	111,829	117,094	102,976	107,301
IV/2004	109,977	104,711	131,049	107,502	101,693	103,138	114,802	112,479	123,424	106,262	109,023
I/2005	110,812	105,398	114,422	107,712	102,053	102,876	115,850	112,727	114,172	99,429	107,097
II/2005	111,583	106,594	123,596	107,914	102,463	103,523	116,927	113,235	117,159	113,671	110,582
III/2005	112,808	106,957	123,564	108,612	103,043	103,917	117,926	113,818	126,588	112,463	111,533
IV/2005	113,143	107,786	138,277	109,066	103,333	103,816	119,025	114,551	132,032	115,847	113,286
I/2006	114,482	108,277	121,680	109,820	104,211	104,631	120,142	115,484	123,489	108,155	111,602
II/2006	115,175	109,138	129,838	110,810	105,581	105,244	121,406	116,420	123,723	122,475	115,044
III/2006	115,481	109,022	129,552	110,868	106,361	105,547	122,477	117,196	134,628	122,294	115,898
IV/2006	116,080	110,443	143,748	111,318	107,411	106,740	123,834	118,163	141,193	125,856	118,064
I/2007	116,254	111,352	126,581	111,958	107,991	107,030	125,094	119,100	130,360	116,756	115,559
II/2007	117,349	110,845	136,357	112,299	108,271	107,170	126,262	120,077	131,944	133,066	119,290

Fonte: GDP Volume (2000 = 100) - FMI/IFS

* Elaboração própria.

** Peso das exportações brasileiras de países selecionados de acordo com a pauta de exportações brasileiras do 1º trimestre de 1996 ao 1º trimestre de 2006.

A taxa de câmbio considerada foi a taxa – R$ / US$ – comercial – compra – média mensal – R$ – BCB Boletim/BP[8]. Optou-se pela taxa de câmbio de compra porque o *spread* entre a de compra e a de venda é relativamente constante para os

[8] Boletim do Banco Central do Brasil.

objetivos do trabalho. Pelo mesmo motivo, também não se utilizou a taxa de câmbio fiscal, normalmente utilizada para calcular os impostos sobre a importação.

A medida de proteção da economia brasileira, aqui representada pela alíquota de arrecadação efetiva do imposto de importação do Brasil (T), também conhecida como tarifa verdadeira, foi obtida por meio da divisão do montante do imposto de importação arrecadado, a cada trimestre, pelo valor total das importações. Como a arrecadação está em reais e o total importado está em dólares norte-americanos, utilizou-se a taxa de câmbio nominal supracitada a fim de se estabelecer essa medida, conforme tabela 7. Kume (2003) estimou tarifas nominais e efetivas para vários setores brasileiros. Para as tarifas nominais, ele utilizou as médias das tarifas dos produtos agrupados por setores de atividade, segundo a classificação da matriz insumo-produto do IBGE, ponderadas pelo valor adicionado. As tarifas efetivas levam em consideração o fato de as alíquotas afetarem também os insumos de produção e elas não são relevantes no nosso caso. Além disso, as estimativas de Kume (2003) estão construídas na forma anual e cobrem apenas uma parte pequena do período analisado, o que as exclui por definitivo. Ainda um último comentário faz-se necessário com relação às estimativas da alíquota de arrecadação do imposto de importação: há um brusco aumento na tarifa calculada para o segundo trimestre de 1995. Tal elevação ocorreu como forma de frear o déficit comercial, ocasionado pelo início do Plano Real, que não ocorria desde 1987. As alíquotas foram elevadas nos setores de automóveis, bicicletas, tratores, eletromésticos de consumo, tecidos, cobertores e tênis, itens que foram responsáveis pelo alto crescimento das importações no período (Kume, 2003).

Quanto ao índice de preços internos, foi utilizada uma série construída pelo Banco Central do Brasil, com base no Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA, do SCN/IBGE, para itens comercializáveis. Como a série original estava estabelecida em termos de variação percentual mês-a-mês, um índice de preços foi construído para essa periodicidade (média de 2000 = 100). Para a obtenção da série trimestral, considerou-se a média geométrica dos meses que compunham cada trimestre com base nos índices mensais. A idéia dessa abordagem é que, ao se considerar a observação final no trimestre, perde-se a informação relativa à variação dos preços entre os meses. O problema de se utilizar essa série é que ela foi construída a partir de 1992 e o período estudado é de 1991 a julho de 2007. Por essa razão, as equações que utilizam esse índice tiveram a amostra diminuída para o período entre o primeiro trimestre de 1992 e o

Tabela 7

Alíquota de arrecadação efetiva do imposto de importação

	Taxa de câmbio (R$ / US$) (I)	Importações totais (US$ bilhões) - FOB (II)	Imposto sobre a importação - total - receita bruta - R$(milhões) (III)	Imposto sobre a importação - total - receita bruta - US$ (bilhões) - (III) / (I) (IV)	Alíquota de arrecadação efetiva do imposto de importação (T) - (IV) / (II) (V)
I/1991	0,0000779	4,330	0,026	0,339	0,078
II/1991	0,0000996	5,034	0,034	0,345	0,069
III/1991	0,0001367	5,614	0,059	0,432	0,077
IV/1991	0,0002763	6,062	0,131	0,474	0,078
I/1992	0,0005443	4,631	0,250	0,460	0,099
II/1992	0,0009667	4,725	0,349	0,361	0,076
III/1992	0,0017300	5,222	0,700	0,405	0,077
IV/1992	0,0033227	5,976	1,246	0,375	0,063
I/1993	0,0065935	5,231	2,433	0,369	0,071
II/1993	0,0138029	6,007	5,859	0,424	0,071
III/1993	0,0311147	7,329	15,616	0,502	0,068
IV/1993	0,0771375	6,690	39,195	0,508	0,076
I/1994	0,2072400	6,048	96,370	0,465	0,077
II/1994	0,6042024	7,276	357,077	0,591	0,081
III/1994	0,8948667	7,931	670,685	0,749	0,094
IV/1994	0,8439667	11,824	692,444	0,820	0,069
I/1995	0,8571000	12,018	961,460	1,122	0,093
II/1995	0,9043000	13,657	1655,756	1,831	0,134
III/1995	0,9392000	12,152	1185,484	1,262	0,104
IV/1995	0,9628000	12,145	1108,244	1,151	0,095
I/1996	0,9796333	10,751	844,445	0,862	0,080
II/1996	0,9948000	12,491	1003,963	1,009	0,081
III/1996	1,0124000	14,217	1125,982	1,112	0,078
IV/1996	1,0301333	15,887	1246,258	1,210	0,076
I/1997	1,0488333	11,489	1074,622	1,025	0,089
II/1997	1,0671333	15,464	1233,827	1,156	0,075
III/1997	1,0866000	16,588	1353,123	1,245	0,075
IV/1997	1,1062000	16,206	1476,829	1,335	0,082
I/1998	1,1261000	13,752	1479,743	1,314	0,096
II/1998	1,1471667	14,069	1619,308	1,412	0,100
III/1998	1,1705667	15,292	1760,073	1,504	0,098
IV/1998	1,1950333	14,651	1684,982	1,410	0,096
I/1999	1,7700000	10,885	1674,104	0,946	0,087
II/1999	1,7135333	12,224	1877,536	1,096	0,090
III/1999	1,8589333	12,741	2123,840	1,143	0,090
IV/1999	1,9132667	13,445	2240,826	1,171	0,087
I/2000	1,7728667	12,066	1762,547	0,994	0,082
II/2000	1,8006667	13,300	1972,881	1,096	0,082
III/2000	1,8146000	15,366	2286,355	1,260	0,082
IV/2000	1,9295000	15,106	2488,337	1,290	0,085
I/2001	2,0143333	14,467	2166,422	1,076	0,074
II/2001	2,2877000	14,527	2424,368	1,060	0,073
III/2001	2,5486333	14,115	2441,702	0,958	0,068
IV/2001	2,5478667	12,463	2054,851	0,806	0,065
I/2002	2,3805667	10,863	1613,908	0,678	0,062
II/2002	2,5041333	11,603	1729,664	0,691	0,060
III/2002	3,1281000	13,200	2266,484	0,725	0,055
IV/2002	3,6686000	11,575	2360,032	0,643	0,056
I/2003	3,4912333	11,239	2169,621	0,621	0,055
II/2003	2,9850667	11,365	1887,753	0,632	0,056
III/2003	2,9342333	12,395	2048,360	0,698	0,056
IV/2003	2,8994000	13,290	2036,826	0,702	0,053
I/2004	2,8950667	13,310	1914,809	0,661	0,050
II/2004	3,0443667	14,988	2265,850	0,744	0,050
III/2004	2,9761333	16,899	2545,604	0,855	0,051
IV/2004	2,7849000	17,609	2476,063	0,889	0,050
I/2005	2,6643667	16,145	2194,667	0,824	0,051
II/2005	2,4810333	17,877	2206,704	0,889	0,050
III/2005	2,3420333	20,068	2374,882	1,014	0,051
IV/2005	2,2501333	19,509	2311,837	1,027	0,053
I/2006	2,1951333	20,132	2278,512	1,038	0,052
II/2006	2,1844333	21,387	2303,573	1,055	0,049
III/2006	2,1705000	25,218	2761,968	1,273	0,050
IV/2006	2,1512333	24,609	2691,497	1,251	0,051
I/2007	2,1070333	25,221	2736,044	1,299	0,051
II/2007	1,9810333	27,328	2815,168	1,421	0,052

Fontes: (I) Bacen - Cotação de compra
(II) Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio - IPEADATA.
(III) Ministério da Fazenda - SRF.
(IV) Elaboração própria.
(V) Elaboração própria.

segundo trimestre de 2007, perfazendo-se 62 observações trimestrais. Para as demais equações em que o índice de preços internos não foi utilizado, o período abrangido permaneceu igual ao período de 1991 a julho de 2007. Por ser a construção desta série extremamente trivial, porém extensa, sua demonstração se encontra no Anexo I.

Os índices de preços das exportações brasileiras e dos principais parceiros comerciais do Brasil foram obtidos junto à Funcex, por meio das séries de preços de exportação e importação, respectivamente. No caso da aplicação dessas séries ao modelo, os preços das importações brasileiras foram considerados como os preços das exportações do Brasil.

Além disso, como não há dados diretamente observáveis relativos a subsídios internos (S_i) e estrangeiros (S^*) e o grau de proteção dos principais parceiros comerciais brasileiros (T^*) na forma como é necessária para os fins deste trabalho para o período analisado, essas séries não foram consideradas. Em alguns casos, esses dados até estão disponíveis, mas na forma anual, o que suscitaria suposições *ad hoc* com relação às suas distribuições por entre os trimestres dos diversos anos. De qualquer modo, esses dados não estão disponíveis para todos os países, o que tornaria o processo de construção das séries ainda mais arbitrário. Mais importante, porém, é o fato de usarmos os índices de quantum de importações e de exportações dos diversos países para capturar os efeitos dessas variáveis, já que as quantidades contratadas ocorrem de acordo com as tributações e subsídios efetivamente praticados pelos diversos países. Por isso, essas variáveis (S_i, S^* e T^*), além de não consideradas, não aparecem na lista de variáveis do início do capítulo.

Com relação aos subsídios internos, da década de 1960 até o advento da Constituição Federal de 1988, havia incentivos significativos, notadamente para promover a exportação de manufaturados, introduzidos pelo regime militar e eliminados pela nova Carta Magna. Com a promulgação da Lei Complementar nº. 87/1996, conhecida como Lei Kandir, as exportações de produtos industrializados semi-elaborados e primários foram desonerados do ICMS e foi garantido o aproveitamento de créditos desse imposto referentes à compra de bens de capital, ao fornecimento de energia elétrica e aos serviços de comunicações, reintroduzindo, portanto, importantes incentivos.

Em junho de 2007, foi criado o programa Revitaliza Exportação, destinado aos setores calçadista, têxtil, de confecção, moveleiro, eletroeletrônico e automotivo, com a criação de três linhas especiais de financiamento, a redução do prazo para apropriação dos créditos de PIS-Cofins nos investimentos e a ampliação do regime especial de aquisição de bens de capital para empresas exportadoras (Recap). Apesar de novos mecanismos de incentivos estarem em análise, como a desoneração da folha de pagamento para empresas exportadoras, esses efeitos não abrangem o período analisado por este trabalho. Além disso, os subsídios não parecem ser mais tão significativos quanto outrora, motivo pelo qual acreditamos que sua supressão não seja tão fundamental nos resultados, mesmo porque abrangem o último mês coberto por essa análise.

Por fim, com relação aos subsídios e aos tributos estrangeiros, estes dependeriam de informações dos parceiros comerciais do Brasil, tanto na oferta de produtos importados pelo Brasil como na demanda por produtos exportados pelo mercado brasileiro. O fato de haver barreiras não-tarifárias, além da própria dificuldade em se conseguirem tais dados para pelo menos os parceiros comerciais mais relevantes, dificulta ainda mais a tarefa de obtermos tais séries. Na maioria das bases de dados disponíveis, notadamente da Organização Mundial de Comércio e das Nações Unidas (*UN Service Trade*), esses dados não estão disponíveis na forma trimestral e não são acessíveis para o Brasil. Nessas bases, aliás, não havia informações sobre índices de quantum de importações dos principais parceiros comerciais do Brasil. Especificamente para o caso do comércio do Brasil com os EUA, conseguimos informações sobre tarifas de importação de produtos brasileiros no mercado norte-americano, mas julgamos que só esses dados não eram suficientes. Entendemos que extrapolar o regime de tarifas e subsídios dos EUA para os principais parceiros comercias do Brasil seria um grande equívoco, notadamente por utilizarmos índices de quantum de importações, que já capturam, em grande parte, esses efeitos.

4. Resumo dos resultados obtidos

A fim de facilitar a leitura do presente trabalho, optamos, neste capítulo, por fazer uma apresentação resumida das estimativas obtidas pelos modelos.

Discorreremos sobre algumas importantes modificações conceituais quanto a variáveis de algumas das equações e aos rearranjos delas provenientes. Apresentaremos os dados utilizados em cada uma das estimativas de maneira organizada e as estimativas mais importantes, de forma resumida, juntamente com as principais estatísticas.

Vale ressaltar que estimativas relacionadas a séries de tempo, geralmente, contam com um problema bastante comum: a autocorrelação dos resíduos. Esse problema pode ser causado tanto pela correlação entre resíduos de períodos distintos quanto pela omissão de uma variável relevante no modelo.

A fim de solucioná-lo, inserimos variáveis que faziam sentido econômico nas equações do modelo, como variáveis defasadas no tempo, explicativas ou explicadas, dependendo do caso, o que nem sempre foi suficiente.

Utilizamos um procedimento padrão do *U. S. Bureau of Census* para ajustar sazonalmente os dados publicados em termos mensais ou trimestrais, denominado X11[9], como modo de eliminar os efeitos da sazonalidade. Por essa razão não incluímos variáveis dummies para capturar os efeitos da sazonalidade.

Note-se que não apresentamos neste capítulo os valores referentes aos interceptos, uma vez que estamos preocupados com as elasticidades das diferentes equações. Todas as estimativas foram obtidas pelo GMM. Uma descrição detalhada dos procedimentos utilizados na estimação das elasticidades apresentadas por este capítulo encontra-se no Anexo II.

[9] Para mais esclarecimentos sobre esse procedimento, consulte o Anexo II.

4.1. Demanda estrangeira por exportações brasileiras

Segundo o modelo, a demanda estrangeira por exportações brasileiras é representada pela equação (17), que repetimos por conveniência:

$$\ln X_i^d = a_1 + a_2 \ln \frac{PX_i}{P^*} + a_3 \ln Y^* + u_{1i} \qquad (17).$$

Como a renda estrangeira foi subdividida de acordo com os propósitos dos efeitos que se buscam capturar, conforme descrito no Capítulo 3, a variável considerada na equação (17) foi o índice de quantum das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil (IQM^*). A fim de oferecer melhor dimensão da renda estrangeira disponível para a compra de produtos brasileiros, esta série foi construída com base na pauta de exportações brasileiras por meio dos índices de quantum de importações dos principais compradores de exportações brasileiras, conforme explanado no Capítulo 3.

Assim, a equação (17) toma, então, a seguinte forma:

$$\ln X_i^d = a_1 + a_2 \ln \frac{PX_i}{P^*} + a_3 \ln IQM^* + u_{1i} \qquad (27).$$

As estimativas para a demanda estrangeira de exportações brasileiras contaram com três variáveis independentes para explicar $\ln X_i^d$: $\ln \frac{PX_i}{P^*}$, $\ln IQM^*$ e $\ln X_i^d(-1)$.

Os dados utilizados na estimação da equação (27) estão representados na tabela 8, a seguir. A tabela 9 contém o resumo das estimativas obtidas para essa equação.

Tabela 8

Dados para estimar a demanda estrangeira por exportações brasileiras (equação 27)

	Índice de quantum das exportações agregadas do Brasil	Índice de preços das exportações agregadas do Brasil (US$)	Índice de preços do resto do mundo (US$) - 2000 = 100	Índice de preços relativos (II) / (III) - 2000 = 100	Índice de quantum das importações resto do mundo (US$ bilhões)
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
I/1991	72,700	89,933	102,180	103,472	87,441
II/1991	81,867	89,500	100,841	104,340	92,029
III/1991	70,033	88,967	100,821	103,739	91,994
IV/1991	73,233	87,267	100,922	101,655	96,157
I/1992	75,133	87,400	100,041	102,707	95,250
II/1992	82,800	86,467	100,212	101,436	98,921
III/1992	92,400	85,833	100,442	100,463	97,740
IV/1992	98,333	84,333	100,518	98,633	102,509
I/1993	99,367	77,700	100,000	91,345	100,000
II/1993	98,500	77,867	100,112	91,439	105,992
III/1993	107,933	80,533	99,344	95,301	110,383
IV/1993	100,500	81,900	99,090	97,168	117,452
I/1994	89,333	83,333	99,117	98,840	115,637
II/1994	111,400	84,467	100,043	99,257	122,449
III/1994	114,733	88,967	101,272	103,277	122,852
IV/1994	99,233	95,167	102,339	109,323	128,026
I/1995	83,700	97,500	103,981	110,234	121,546
II/1995	98,933	99,333	104,806	111,423	122,097
III/1995	105,433	101,267	105,037	113,342	120,677
IV/1995	101,667	101,733	105,252	113,631	125,368
I/1996	86,233	99,967	106,361	110,494	120,440
II/1996	104,733	100,900	105,947	111,962	127,948
III/1996	108,400	100,133	105,197	111,903	133,886
IV/1996	100,633	98,967	105,791	109,978	137,705
I/1997	89,833	99,500	106,881	109,443	132,595
II/1997	116,100	102,000	105,663	113,486	145,529
III/1997	123,400	101,233	105,296	113,026	151,547
IV/1997	111,467	100,033	105,332	111,648	156,618
I/1998	100,567	99,033	103,602	112,377	153,130
II/1998	124,300	94,700	101,993	109,156	164,955
III/1998	122,800	91,867	100,415	107,553	169,283
IV/1998	108,467	89,933	98,209	107,655	174,784
I/1999	98,233	85,633	97,707	103,034	164,074
II/1999	128,433	80,700	98,798	96,026	170,758
III/1999	131,467	79,900	100,376	93,580	176,018
IV/1999	133,100	81,400	102,329	93,518	179,063
I/2000	120,767	83,633	104,187	94,369	169,449
II/2000	140,533	84,133	97,257	101,698	179,075
III/2000	148,333	86,167	98,359	102,989	181,400
IV/2000	135,867	84,467	98,371	100,945	185,248
I/2001	135,600	85,100	98,426	101,645	176,319
II/2001	154,767	81,867	97,471	98,741	177,300
III/2001	159,333	81,167	96,072	99,322	170,081
IV/2001	148,000	78,300	92,909	99,076	173,000
I/2002	130,033	76,667	93,839	96,048	154,395
II/2002	140,600	78,567	94,331	97,915	164,584
III/2002	197,433	78,400	93,939	98,116	169,141
IV/2002	181,233	77,867	93,684	97,713	176,229
I/2003	156,633	80,500	95,395	99,205	164,932
II/2003	186,400	80,767	93,742	101,289	179,450
III/2003	203,267	81,667	93,949	102,192	183,053
IV/2003	204,700	83,167	93,583	104,476	196,473
I/2004	190,100	85,900	95,495	105,750	190,276
II/2004	220,933	90,633	97,919	108,814	197,829
III/2004	245,700	92,267	98,105	110,566	201,170
IV/2004	238,600	92,333	98,898	109,759	211,403
I/2005	215,367	95,300	99,496	112,604	200,607
II/2005	243,600	100,767	101,515	116,695	212,893
III/2005	268,467	103,433	104,400	116,473	206,664
IV/2005	251,167	105,633	104,998	118,273	215,050
I/2006	229,233	107,667	106,488	118,863	205,720
II/2006	235,800	112,233	108,169	121,978	212,517
III/2006	284,267	117,700	109,247	126,658	217,157
IV/2006	261,833	118,000	107,273	129,317	225,834
I/2007	242,400	117,767	108,436	127,677	213,987
II/2007	269,500	122,267	111,349	129,089	218,083

Fontes: (I) Funcex.
(II) Funcex.
(III) Elaboração própria.
(IV) Elaboração própria.
(V) Elaboração própria.

Tabela 9

Estimativas para a demanda estrangeira por exportações brasileiras

Variável dependente:	$\ln X_i^d$				
Variáveis independentes:	$\ln \frac{PX_i}{P^*}$	$\ln IQM^*$	$\ln X_i^d(-1)$	R^2	R^2-ajustado
Estimativa	-0,10711	0,242959	0,890758	0,969214	0,967674
Estatística-t	-5,39037	4,066097	30,07405		

4.2. Oferta brasileira de exportações

De acordo com o modelo, a oferta brasileira de exportações é representada pela equação (18), que reproduzimos por conveniência:

$$\ln X_i^s = b_1 + b_2 \ln \frac{PX_i(1+S_i)e}{P_i} + b_3 \ln Y_i + u_{2i} \qquad (18).$$

Para representar a quantidade ofertada de exportações, foi considerado o índice de quantum das exportações agregadas do Brasil. A partir dos índices de preços das exportações agregadas, da taxa de câmbio e dos preços internos do Brasil (os subsídios internos não foram considerados), construiu-se uma série de índices de preços relativos conforme a equação. A renda interna utilizada (Y_i) como variável de escala foi a série do PIB – preços de mercado –, índice encadeado (média 1995 = 100), obtido junto ao SCN/IBGE.

Vale ressaltar que, conforme mencionado anteriormente, por não haver dados referentes aos preços internos no período de 1991 (IPCA – comercializáveis), a amostra dessa regressão foi reduzida do primeiro trimestre de 1991 ao segundo trimestre de 2007 para o primeiro trimestre de 1992 ao segundo trimestre de 2007 (1992:1 a 2007:2). Por esse motivo, apesar de a renda e de os outros componentes dos preços relativos estarem disponíveis para o período compreendido entre o primeiro e o quarto trimestres de 1991, apenas os dados entre o primeiro trimestre de 1992 e o segundo trimestre de 2007 foram utilizados.

Assim, os dados utilizados na estimação da equação (18) estão representados na tabela 10 e o resumo de suas estimativas encontram-se na tabela 11.

Tabela 10

Dados para estimar a oferta brasileira de exportações (equação 18)

	Índice de quantum das exportações agregadas do Brasil	Índice de preços das exportações agregadas do Brasil (US$)	Taxa de câmbio (R$ / US$)	Índice de preços do Brasil (R$)	Índice de preços relativos (II)*(III)/(IV) - 2000 = 100	Renda do país - 1995 = 100
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
I/1991	72,700	89,933	0,0000779			83,450
II/1991	81,867	89,500	0,0000996			87,710
III/1991	70,033	88,967	0,0001367			90,980
IV/1991	73,233	87,267	0,0002763			86,960
I/1992	75,133	87,400	0,0005443	0,03497	87,905	80,820
II/1992	82,800	86,467	0,0009667	0,06434	83,958	85,850
III/1992	92,400	85,833	0,0017300	0,11785	81,431	90,160
IV/1992	98,333	84,333	0,0033227	0,23472	77,154	90,640
I/1993	99,367	77,700	0,0065935	0,47700	69,411	84,660
II/1993	98,500	77,867	0,0138029	0,99866	69,553	89,660
III/1993	107,933	80,533	0,0311147	2,26689	71,437	94,700
IV/1993	100,500	81,900	0,0771375	5,63860	72,409	94,660
I/1994	89,333	83,333	0,2072400	15,13770	73,730	87,630
II/1994	111,400	84,467	0,6042024	45,03056	73,244	91,630
III/1994	114,733	88,967	0,8948667	70,90368	72,565	99,900
IV/1994	99,233	95,167	0,8439667	74,57417	69,604	103,920
I/1995	83,700	97,500	0,8571000	76,30066	70,782	96,480
II/1995	98,933	99,333	0,9043000	79,00230	73,482	99,760
III/1995	105,433	101,267	0,9392000	81,72211	75,214	101,690
IV/1995	101,667	101,733	0,9628000	83,47436	75,833	102,070
I/1996	86,233	99,967	0,9796333	83,91886	75,417	95,639
II/1996	104,733	100,900	0,9948000	84,56683	76,708	100,820
III/1996	108,400	100,133	1,0124000	85,60264	76,534	107,774
IV/1996	100,633	98,967	1,0301333	85,73848	76,846	104,369
I/1997	89,833	99,500	1,0488333	86,39121	78,068	99,182
II/1997	116,100	102,000	1,0671333	86,61312	81,217	105,816
III/1997	123,400	101,233	1,0866000	86,65300	82,039	109,471
IV/1997	111,467	100,033	1,1062000	86,98791	82,211	107,925
I/1998	100,567	99,033	1,1261000	87,89232	82,001	99,976
II/1998	124,300	94,700	1,1471667	88,50888	79,324	107,359
III/1998	122,800	91,867	1,1705667	88,41624	78,602	109,389
IV/1998	108,467	89,933	1,1950333	88,22436	78,727	105,820
I/1999	98,233	85,633	1,7700000	90,34266	108,427	100,550
II/1999	128,433	80,700	1,7135333	92,99096	96,103	106,534
III/1999	131,467	79,900	1,8589333	93,71455	102,427	108,338
IV/1999	133,100	81,400	1,9132667	97,24625	103,500	108,195
I/2000	120,767	83,633	1,7728667	98,56898	97,214	105,274
II/2000	140,533	84,133	1,8006667	98,60087	99,296	110,670
III/2000	148,333	86,167	1,8146000	101,14298	99,907	112,916
IV/2000	135,867	84,467	1,9295000	101,68502	103,582	112,999
I/2001	135,600	85,100	2,0143333	102,21101	108,387	108,789
II/2001	154,767	81,867	2,2877000	103,54170	116,897	113,164
III/2001	159,333	81,167	2,5486333	105,18222	127,103	113,434
IV/2001	148,000	78,300	2,5478667	107,94944	119,435	112,274
I/2002	130,033	76,667	2,3805667	110,13206	107,099	108,883
II/2002	140,600	78,567	2,5041333	110,73871	114,818	115,375
III/2002	197,433	78,400	3,1281000	113,08777	140,150	117,658
IV/2002	181,233	77,867	3,6686000	121,26413	152,241	117,643
I/2003	156,633	80,500	3,4912333	128,81474	141,001	111,692
II/2003	186,400	80,767	2,9850667	132,83880	117,294	116,424
III/2003	203,267	81,667	2,9342333	133,87530	115,678	118,141
IV/2003	204,700	83,167	2,8994000	135,68548	114,852	118,571
I/2004	190,100	85,900	2,8950667	137,35121	117,012	117,719
II/2004	220,933	90,633	3,0443667	139,77721	127,574	125,458
III/2004	245,700	92,267	2,9761333	142,11906	124,870	124,338
IV/2004	238,600	92,333	2,7849000	143,97925	115,420	123,866
I/2005	215,367	95,300	2,6643667	145,66455	112,654	121,522
II/2005	243,600	100,767	2,4810333	147,92577	109,224	129,115
III/2005	268,467	103,433	2,3420333	147,66276	106,022	128,134
IV/2005	251,167	105,633	2,2501333	148,47047	103,462	128,136
I/2006	229,233	107,667	2,1951333	149,33269	102,282	126,377
II/2006	235,800	112,233	2,1844333	149,00332	106,335	131,069
III/2006	284,267	117,700	2,1705000	148,56590	111,130	133,773
IV/2006	261,833	118,000	2,1512333	150,06572	109,320	134,723
I/2007	242,400	117,767	2,1070333	151,07247	106,150	132,092
II/2007	269,500	122,267	1,9810333	152,37464	102,731	138,350

Fontes: (I) Funcex.
(II) Funcex.
(III) BACEN - cotação de compra.
(IV) BACEN - IPCA - comercializáveis
(V) Elaboração própria.
(VI) IBGE/SCN.

Tabela 11

Estimativas para a oferta brasileira de exportações

Variável dependente:	$\ln X_i^s$				
Variáveis independentes:	$\ln \frac{PX_i.(1+S_i).e}{P_i}$	$\ln Y_i$	$\ln X_i^s(-1)$	R^2	R^2-ajustado
Estimativa	0,581184	1,243798	0,401931	0,906815	0,901823
Estatística-t	4,963419	2,233520	2,860596		

4.3. Demanda brasileira de importações

A demanda brasileira de importações é representada pela equação (19'):

$$\ln I_i^d = c_1 + c_2 \ln \frac{PX^*(1+T_i).e}{P_i} + c_3 \ln Y_i + u_{3i} \qquad (19')$$

Para representar a quantidade demandada de importações no Brasil, foi considerado o índice de quantum de suas importações agregadas. A partir do índice de preços das importações (idêntico a PX^*), das tarifas internas de importação, da taxa de câmbio e do índice de preços do Brasil, construiu-se uma série de índices de preços relativos conforme a equação. A renda interna utilizada (Y_i) para indicar o deslocamento da curva de demanda foi a série do PIB – preços de mercado –, índice encadeado (média 1995 = 100), obtido junto ao SCN/IBGE.

Assim como na estimativa da seção anterior (oferta brasileira de exportações), por não haver dados referentes aos preços internos no ano de 1991 (IPCA – comercializáveis), o período dessa regressão foi reduzido do primeiro trimestre de 1991 ao segundo trimestre de 2007 para o primeiro trimestre de 1992 ao segundo trimestre de 2007 (1992:1 a 2007:2).

Os dados utilizados para se estimar essa equação (19') encontram-se na tabela 12.

As estimativas para a demanda estrangeira de exportações brasileiras contaram com três variáveis independentes para explicar $\ln I_i^d$: $\ln \frac{PX^*(1+T_i)e}{P_i}$, $\ln Y_i$ e $\ln I_i^d(-1)$.

Os resultados dessas estimativas estão representados na tabela 13.

Tabela 12

Dados para estimar a demanda brasileira de importações (equação 19')

	Índice de quantum das importações agregadas do Brasil (I)	Índice de preços das exportações agregadas dos principais parceiros comerciais do Brasil (US$) (II)	1+tributo às importações (medida de proteção) (III)	Taxa de câmbio (R$ / US$) (IV)	Índice de preços do Brasil (R$) (V)	Índice de preços relativos (II) * (III) * (IV) / (V) - 2000 = 100 (VI)	Renda do país - 1995 = 100 (VII)
I/1991	25,967	124,233	1,078	0,0000779			83,450
II/1991	32,567	115,100	1,069	0,0000996			87,710
III/1991	38,233	109,500	1,077	0,0001367			90,980
IV/1991	39,500	114,467	1,078	0,0002763			86,960
I/1992	31,200	111,300	1,099	0,0005443	0,03497	106,110	80,820
II/1992	32,167	110,000	1,076	0,0009667	0,06434	99,131	85,850
III/1992	35,567	109,900	1,077	0,0017300	0,11785	96,871	90,160
IV/1992	41,333	108,233	1,063	0,0033227	0,23472	90,739	90,640
I/1993	37,267	104,633	1,071	0,0065935	0,47700	86,285	84,660
II/1993	43,567	102,867	1,071	0,0138029	0,99866	84,830	89,660
III/1993	56,033	97,333	1,068	0,0311147	2,26689	79,548	94,700
IV/1993	51,667	96,833	1,076	0,0771375	5,63860	79,429	94,660
I/1994	47,767	94,967	1,077	0,2072400	15,13770	78,023	87,630
II/1994	56,333	96,867	1,081	0,6042024	45,03056	78,313	91,630
III/1994	59,600	99,933	1,094	0,8948667	70,90368	76,928	99,900
IV/1994	91,267	97,333	1,069	0,8439667	74,57417	65,645	103,920
I/1995	93,100	96,867	1,093	0,8571000	76,30066	66,298	96,480
II/1995	102,067	100,367	1,134	0,9043000	79,00230	72,605	99,760
III/1995	91,100	100,000	1,104	0,9392000	81,72211	70,698	101,690
IV/1995	90,300	100,833	1,095	0,9628000	83,47436	70,955	102,070
I/1996	79,000	101,833	1,080	0,9796333	83,91886	71,558	95,639
II/1996	92,233	101,300	1,081	0,9948000	84,56683	71,772	100,820
III/1996	107,567	98,867	1,078	1,0124000	85,60264	70,258	107,774
IV/1996	121,233	98,000	1,076	1,0301333	85,73848	70,613	104,369
I/1997	89,367	96,900	1,089	1,0488333	86,39121	71,405	99,182
II/1997	121,533	95,167	1,075	1,0671333	86,61312	70,227	105,816
III/1997	133,233	93,200	1,075	1,0866000	86,65300	70,018	109,471
IV/1997	128,700	94,333	1,082	1,1062000	86,98791	72,358	107,925
I/1998	111,967	92,000	1,096	1,1261000	87,89232	71,964	99,976
II/1998	117,500	89,667	1,100	1,1471667	88,50888	71,263	107,359
III/1998	130,000	88,067	1,098	1,1705667	88,41624	71,363	109,389
IV/1998	121,967	89,900	1,096	1,1950333	88,22436	74,392	105,820
I/1999	89,767	90,867	1,087	1,7700000	90,34266	107,830	100,550
II/1999	101,633	90,000	1,090	1,7135333	92,99096	100,704	106,534
III/1999	106,333	89,733	1,090	1,8589333	93,71455	108,087	108,338
IV/1999	110,600	90,867	1,087	1,9132667	97,24625	108,305	108,195
I/2000	99,333	91,067	1,082	1,7728667	98,56898	98,798	105,274
II/2000	110,700	90,100	1,082	1,8006667	98,60087	99,249	110,670
III/2000	127,833	90,033	1,082	1,8146000	101,14298	97,397	112,916
IV/2000	123,900	91,100	1,085	1,9295000	101,68502	104,557	112,999
I/2001	121,433	89,433	1,074	2,0143333	102,21101	105,522	108,789
II/2001	123,767	88,133	1,073	2,2877000	103,54170	116,432	113,164
III/2001	121,000	87,633	1,068	2,5486333	105,18222	126,364	113,434
IV/2001	109,267	85,400	1,065	2,5478667	107,94944	119,596	112,274
I/2002	99,267	82,033	1,062	2,3805667	110,13206	104,982	108,883
II/2002	104,633	83,067	1,060	2,5041333	110,73871	110,909	115,375
III/2002	114,833	86,367	1,055	3,1281000	113,08777	140,439	117,658
IV/2002	98,933	87,767	1,056	3,6686000	121,26413	156,191	117,643
I/2003	92,700	90,867	1,055	3,4912333	128,81474	144,830	111,692
II/2003	95,433	89,267	1,056	2,9850667	132,83880	118,006	116,424
III/2003	103,733	89,567	1,056	2,9342333	133,87530	115,559	118,141
IV/2003	110,200	90,300	1,053	2,8994000	135,68548	113,214	118,571
I/2004	106,633	93,867	1,050	2,8950667	137,35121	115,736	117,719
II/2004	114,900	97,900	1,050	3,0443667	139,77721	124,727	125,458
III/2004	126,633	100,300	1,051	2,9761333	142,11906	122,974	124,338
IV/2004	126,767	104,433	1,050	2,7849000	143,97925	118,252	123,866
I/2005	115,600	104,867	1,051	2,6643667	145,66455	112,346	121,522
II/2005	122,167	109,967	1,050	2,4810333	147,92577	107,896	129,115
III/2005	134,600	111,800	1,051	2,3420333	147,66276	103,810	128,134
IV/2005	128,267	114,067	1,053	2,2501333	148,47047	101,411	128,136
I/2006	131,867	114,467	1,052	2,1951333	149,33269	98,602	126,377
II/2006	134,867	119,000	1,049	2,1844333	149,00332	102,014	131,069
III/2006	158,267	119,733	1,050	2,1705000	148,56590	102,401	133,773
IV/2006	156,267	118,400	1,051	2,1512333	150,06572	99,395	134,723
I/2007	162,100	117,100	1,051	2,1070333	151,07247	95,701	132,092
II/2007	165,533	124,100	1,052	1,9810333	152,37464	94,588	138,350

Fontes: (I) Funcex.
(II) Índice de preços das importações agregadas do Brasil - Funcex.
(III) Elaboração própria.
(IV) BACEN - cotação de compra.
(V) BACEN - IPCA - comercializáveis
(VI) Elaboração própria.
(VII) IBGE/SCN.

Tabela 13
Estimativas para a demanda brasileira de importações

Variável dependente:	$\ln I_i^d$				
Variáveis independentes:	$\ln \frac{PX^*.(1+T_i).e}{P_i}$	$\ln Y$	$\ln I_i^d(-1)$	R^2	R^2-ajustado
Estimativa	-0,103296	0,585777	0,812753	0,955461	0,953075
Estatística-t	-2,892762	5,684843	25,25031		

4.4. Oferta estrangeira de exportações

A equação (20) representa a oferta estrangeira de exportações e é repetida aqui por conveniência:

$$\ln I_i^s = d_1 + d_2 \ln \frac{PX^*(1+S^*)}{P^*} + d_3 \ln Y^* + u_{4i} \qquad (20)$$

A quantidade estrangeira de oferta de exportações, também entendida como a quantidade ofertada de importações brasileiras, é representada pelo índice de quantum das importações agregadas do Brasil. Os índices de preços das exportações brasileiras e os índices de preços dos principais parceiros comerciais do Brasil foram divididos e obteve-se, dessa maneira, o preço relativo. A renda estrangeira utilizada foi construída por meio da ponderação da participação do PIB dos principais países da pauta de exportação do Brasil, como forma de se inserir na equação uma variável de escala relacionada à oferta desses países, conforme descrito no Capítulo 3.

Para se estimar a equação (20) foi introduzida uma modificação, de modo que a variável dependente não fosse mais $\ln I_i^s$, mas sim $\ln[I_i^s / Y^*]$, fixando-se o coeficiente de $\ln Y^*$ igual à unidade. Essa abordagem equivale a fixar o coeficiente de $\ln I_i^s$ igual à unidade. Assim, a equação (20) tomou a seguinte forma:

$$\ln[I_i^s / Y^*] = d_1 + d_2 \ln \frac{PX_i(1+S^*)}{P^*} + u_{4i} \qquad (28).$$

Os dados utilizados na estimação dessa equação (e também os utilizados para a equação (20)) estão contidos na tabela 14. A tabela 15 contém o resumo das estimativas dos coeficientes da equação (28).

Tabela 14

Dados para estimar a oferta estrangeira de importações (equação (20)

	Índice de quantum das importações agregadas do Brasil	Índice de preços das exportações agregadas dos principais parceiros comerciais do Brasil (US$)	Índice de preços do resto do mundo (US$) - 2000 = 100	Índice de preços relativos (II) / (III) - 2000 = 100	Índice de renda do resto do mundo (1993 = 100)
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
I/1991	25,967	124,233	102,180	133,538	74,993
II/1991	32,567	115,100	100,841	125,363	77,250
III/1991	38,233	109,500	100,821	119,287	78,050
IV/1991	39,500	114,467	100,922	124,573	79,379
I/1992	31,200	111,300	100,041	122,193	78,272
II/1992	32,167	110,000	100,212	120,560	80,465
III/1992	35,567	109,900	100,442	120,174	80,915
IV/1992	41,333	108,233	100,518	118,263	81,360
I/1993	37,267	104,633	100,000	114,921	79,829
II/1993	43,567	102,867	100,112	112,855	81,933
III/1993	56,033	97,333	99,344	107,609	82,620
IV/1993	51,667	96,833	99,090	107,332	83,615
I/1994	47,767	94,967	99,117	105,233	82,468
II/1994	56,333	96,867	100,043	106,345	84,911
III/1994	59,600	99,933	101,272	108,381	85,484
IV/1994	91,267	97,333	102,339	104,461	86,690
I/1995	93,100	96,867	103,981	102,318	85,099
II/1995	102,067	100,367	104,806	105,180	86,446
III/1995	91,100	100,000	105,037	104,566	86,773
IV/1995	90,300	100,833	105,252	105,221	87,643
I/1996	79,000	101,833	106,361	105,157	86,530
II/1996	92,233	101,300	105,947	105,015	89,228
III/1996	107,567	98,867	105,197	103,223	90,070
IV/1996	121,233	98,000	105,791	101,744	91,480
I/1997	89,367	96,900	106,881	99,576	90,187
II/1997	121,533	95,167	105,663	98,922	93,082
III/1997	133,233	93,200	105,296	97,216	94,016
IV/1997	128,700	94,333	105,332	98,364	95,020
I/1998	111,967	92,000	103,602	97,532	92,781
II/1998	117,500	89,667	101,993	96,559	95,161
III/1998	130,000	88,067	100,415	96,326	95,355
IV/1998	121,967	89,900	98,209	100,540	95,859
I/1999	89,767	90,867	97,707	102,143	94,267
II/1999	101,633	90,000	98,798	100,051	96,690
III/1999	106,333	89,733	100,376	98,187	97,290
IV/1999	110,600	90,867	102,329	97,530	99,288
I/2000	99,333	91,067	104,187	96,001	97,908
II/2000	110,700	90,100	97,257	101,750	100,456
III/2000	127,833	90,033	98,359	100,535	100,382
IV/2000	123,900	91,100	98,371	101,714	101,406
I/2001	121,433	89,433	98,426	99,797	99,484
II/2001	123,767	88,133	97,471	99,311	101,518
III/2001	121,000	87,633	96,072	100,185	100,264
IV/2001	109,267	85,400	92,909	100,955	99,973
I/2002	99,267	82,033	93,839	96,015	97,336
II/2002	104,633	83,067	94,331	96,717	100,046
III/2002	114,833	86,367	93,939	100,979	100,271
IV/2002	98,933	87,767	93,684	102,895	101,150
I/2003	92,700	90,867	95,395	104,618	99,324
II/2003	95,433	89,267	93,742	104,589	102,126
III/2003	103,733	89,567	93,949	104,709	103,413
IV/2003	110,200	90,300	93,583	105,979	105,186
I/2004	106,633	93,867	95,495	107,960	103,806
II/2004	114,900	97,900	97,919	109,811	106,514
III/2004	126,633	100,300	98,105	112,290	107,301
IV/2004	126,767	104,433	98,898	115,980	109,023
I/2005	115,600	104,867	99,496	115,762	107,097
II/2005	122,167	109,967	101,515	118,977	110,582
III/2005	134,600	111,800	104,400	117,617	111,533
IV/2005	128,267	114,067	104,998	119,319	113,286
I/2006	131,867	114,467	106,488	118,062	111,602
II/2006	134,867	119,000	108,169	120,830	115,044
III/2006	158,267	119,733	109,247	120,375	115,898
IV/2006	156,267	118,400	107,273	121,225	118,064
I/2007	162,100	117,100	108,436	118,608	115,559
II/2007	165,533	124,100	111,349	122,410	119,290

Fontes: (I) Funcex.
(II) Índice de preços das importações agregadas do Brasil - Funcex.
(III) Elaboração própria.
(IV) Elaboração própria.
(V) Elaboração própria.

Tabela 15
Estimativas para a oferta estrangeira de importações (equação 28)

Variável dependente:	$\ln[I_i^s / Y^*]$			
Variáveis independentes:	$\ln \frac{PX_i.(1+T^*).(1+S^*)}{P^*}$	$\ln[I_i^s(-1) / Y^*(-1)]$	R^2	R^2-ajustado
Estimativa	0,475792	0,986533	0,920447	0,917838
Estatística-t	2,026376	25,69191		

5. Aplicações das estimativas de elasticidades

Muitas são as aplicações das estimativas das elasticidades de demanda e de oferta, tanto de funções de importação quanto de exportação. A obtenção das elasticidades de longo prazo, a obtenção das elasticidades de oferta e demanda de divisas, a verificação da condição de Marshall-Lerner e suas implicações, a estabilidade da balança comercial e a estimação da taxa de câmbio de equilíbrio serão algumas dessas aplicações abordadas pelo presente trabalho.

5.1. Elasticidades de longo prazo

Conforme já salientado na seção 2.1.4., as elasticidades extraídas do capítulo 4 representam relações de curto prazo. As de longo prazo são facilmente obtidas a partir daquelas, no sentido do que foi desenvolvido na citada seção.

Com base naquele raciocínio, estimamos as elasticidades de longo prazo. As relações de curto prazo (CP) e longo prazo (LP) desses dados encontram-se na tabela 16.

Tabela 16
Elasticidades de curto e de longo prazo

	Elasticidade-preço – CP	Elasticidade-renda – CP	Elasticidade-preço - LP	Elasticidade-renda - LP
Demanda estrangeira de exportações	-0,11	0,24	-0,98	2,22
Oferta brasileira de exportações	0,58	1,24	0,97	2,08
Demanda brasileira de importações	-0,10	0,59	-0,55	3,13
Oferta estrangeira de exportações	0,48	1,00*	35,33	1,00*

Obs: * Valores admitidos por hipótese.

Note-se que as elasticidades-renda da oferta estrangeira de exportações tanto no curto como no longo prazo são iguais a 1,00 devido às hipóteses adotadas para as estimativas. Para mais detalhes, consultar a seção 4 do Anexo II.

5.2. Elasticidades de oferta e de demanda de divisas

As estimativas contidas na tabela 16 referem-se à oferta e demanda de importação e exportação, no curto e no longo prazos. Uma questão que surge dessas

estimativas é como elas afetam a oferta e demanda de divisas. Haberler (1949) estabeleceu a relação entre as elasticidades de oferta e de demanda de importações e exportações e as elasticidades de oferta e de demanda de moeda estrangeira.

Para facilitar a apresentação, deduzimos as elasticidades de oferta e de demanda de divisas a partir das elasticidades de oferta e de demanda de importação e exportação. Primeiramente, deve-se notar que o equilíbrio no mercado de exportações gera a oferta de divisas (R_x) e o equilíbrio no mercado de importações gera a sua demanda (D_m).

O mercado de exportações é representado nas equações (18) e (27), repetidas aqui por conveniência:

$$\ln X_i^s = b_1 + b_2 \ln \frac{PX_i(1+S_i)e}{P_i} + b_3 \ln Y_i + u_{2i} \qquad (18)$$

$$\ln X_i^d = a_1 + a_2 \ln \frac{PX_i}{P^*} + a_3 \ln IQM^* + u_{1i} \qquad (27).$$

Para a exposição a seguir, todas as variáveis são representadas na forma de logaritmos neperianos e separamos a taxa de câmbio do componente preço relativo. Vale notar que, em equilíbrio, assim como as quantidades ofertadas e demandadas, os preços de exportação se igualam, de modo que, em logaritmos neperianos, são representados apenas por p_x. Os valores da renda interna (y_i) e do índice de quantum das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil (iqm^*) são considerados exógenos ao modelo. Assim, as equações (18) e (27) tomam a seguinte forma:

$$x_i^s = b_1 + b_2 p_x + b_2 e - b_2 p_i + b_3 y_i + u_{2i} \qquad (29)$$

$$x_i^d = a_1 + a_2 p_x - a_2 p^* + a_3 iqm^* + u_{1i} \qquad (30).$$

Note-se que os subsídios internos não foram incorporados à equação (29).

Resolvendo-se o sistema formado pelas equações (29) e (30), em que $x_i^s = x_i^d$, os preços e quantidades de equilíbrio são:

$$p_x = \frac{a_1 - b_1 - b_2 e + b_2 p_i - b_3 y_i - a_2 p^* + a_3 iqm^*}{-a_2 + b_2} \qquad (31)$$

$$x_i = \frac{-a_2(b_1 + b_2 e - b_2 p_i + b_3 y_i) + b_2(a_1 - a_2 p^* + a_3 iqm^*)}{-a_2 + b_2} \qquad (32).$$

A receita gerada pelas exportações corresponde à oferta de divisas:

$$\ln R_x = x_i + p_x \qquad (33)$$

já que se trata de variáveis na forma de logaritmo neperiano. Por esse mesmo motivo, a elasticidade da oferta de divisas com relação ao câmbio é a derivada do logaritmo da receita gerada pelas exportações (oferta de divisas) em relação ao logaritmo neperiano da taxa de câmbio:

$$\frac{\partial \ln R_x}{\partial e} = \frac{-b_2(a_2+1)}{-a_2+b_2} \qquad (34).$$

Diante desse resultado, note-se que o denominador será sempre positivo, já que a elasticidade da demanda de exportações é negativa com relação ao preço. Assim, se a demanda de exportações for elástica ($a_2 < -1$), a oferta de divisas será crescente. Por outro lado, se a demanda de exportações for inelástica ($-1 < a_2 < 0$), a oferta de divisas é decrescente.

Do mesmo modo que com relação ao câmbio, a elasticidade da oferta de divisas com relação à renda estrangeira (representada por iqm^*) é dada por:

$$\frac{\partial \ln R_x}{\partial iqm^*} = \frac{a_3(b_2+1)}{-a_2+b_2} \qquad (35),$$

que é sempre um valor positivo.

Da equação (33), podemos ainda extrair a elasticidade proporcionada pela escala da oferta de exportações. Essa elasticidade é representada pela derivada parcial da receita de exportações em relação à renda interna, representada pela equação (36):

$$\frac{\partial \ln R_x}{\partial y_i} = \frac{-b_3(a_2+1)}{-a_2+b_2} \qquad (36).$$

Em princípio, pelo menos teoricamente, o sinal dessa equação depende da elasticidade-preço da demanda de exportação, uma vez que a elasticidade-renda da oferta de exportação é positiva. Se essa elasticidade-preço da demanda for inelástica, o sinal será negativo. Se for elástica, positivo.

Assim como o mercado de exportações gera a oferta de divisas, o mercado de importações gera a demanda. Repetimos aqui, por conveniência, as equações utilizadas na estimação da oferta e da demanda de importações:

$$\ln I_i^s = d_1 + d_2 \ln \frac{PX^*(1+S^*)}{P^*} + d_3 \ln Y^* + u_{4i} \qquad (20)$$

$$\ln I_i^d = c_1 + c_2 \ln \frac{PX^*(1+T_i).e}{P_i} + c_3 \ln Y_i + u_{3i} \qquad (19')$$

Do mesmo modo como para as exportações, consideramos os pontos de equilíbrio entre preço e quantidade de importações para as equações (19') e (20), para representar a demanda de divisas. Representamos, de igual sorte, as variáveis na forma de logaritmo neperiano e separamos os efeitos da taxa de câmbio e e da força da tarifa t ($t = \ln(1+T_i)$) como componentes do preço na demanda de importações brasileiras:

$$i_i^s = d_1 + d_2 p_x^* - d_2 p^* + d_3 y^* + u_{3i} \qquad (37)$$

$$i_i^d = c_1 + c_2 p_x^* + c_2 t + c_2 e - c_2 p_i + c_3 y_i + u_{4i} \qquad (38)$$

As rendas interna (y_i) e estrangeira (y^*) são consideradas como variáveis exógenas no modelo. Note ainda que, da mesma maneira como ocorreu com a oferta de exportação, os subsídios externos não foram considerados na equação (37).

Resolvendo-se o sistema formado pelas equações (37) e (38), em que $i_i^s = i_i^d$, os preços e quantidades de equilíbrio são:

$$p_x^* = \frac{d_1 - c_1 - c_2 e - c_2 t + c_2 p_i - c_3 y - d_2 p^* + d_3 y^*}{-d_2 + c_2} \qquad (39)$$

$$i_i = \frac{-d_2(c_1 + c_2 e + c_2 t - c_2 p_i + c_3 y) + c_2(d_1 - d_2 p^* + d_3 y^*)}{-d_2 + c_2} \qquad (40).$$

O dispêndio de divisas com importações corresponde à demanda de divisas e é dado por:

$$\ln D_m = i_i + p_x^* \qquad (41),$$

lembrando sempre que as variáveis estão representadas em logaritmo neperiano.

A elasticidade da demanda de divisas com relação ao câmbio é dada pela derivada do logaritimo neperiano do dispêndio com importações em relação ao logaritimo neperiano da taxa de câmbio:

$$\frac{\partial \ln D_m}{\partial e} = \frac{-c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2} \qquad (42).$$

Esse resultado implica uma curva de demanda por divisas decrescente, independentemente da magnitude das elasticidades de oferta e demanda de importações.

Já a elasticidade da demanda de divisas em relação à renda interna é representada por:

$$\frac{\partial \ln D_m}{\partial y_i} = \frac{-c_3(d_2+1)}{-d_2+c_2} \qquad (43),$$

que é maior do que zero.

Da equação (41), podemos ainda extrair a elasticidade proporcionada pela escala da oferta estrangeira de exportações (importações brasileiras). Essa elasticidade é representada pela derivada parcial da receita de exportações em relação à renda externa, representada pela equação (44):

$$\frac{\partial \ln D_m}{\partial y^*} = \frac{d_3(c_2+1)}{-d_2+c_2} \qquad (44).$$

Note-se que o sinal dessa elasticidade dependerá de a elasticidade-preço da demanda de importação (c_2) ser elástica ou não. Se for inelástica, será negativo; se for elástica, positivo.

A partir dos dados da tabela 16 e por meio das equações (34), (35), (36), (42), (43) e (44), estabelecemos as elasticidades de oferta e demanda de divisas em relação ao câmbio e com relação às rendas interna e estrangeira. Essas estimativas encontram-se na tabela 17.

Tabela 17
Elasticidades para oferta e demanda de divisas

	Elasticidades-câmbio		Elasticidades-renda		Elasticidades-escala	
	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo
Demanda de divisas (ε_{D-d})	-0,26	-0,56	1,51	3,17	-2,55	-1,01
Oferta de divisas (ε_{O-d})	-0,75	-0,01	0,55	2,24	1,60	-0,02

Obs: Valores calculados com base nas elasticidades de oferta e demanda de importações e exportações.

Note-se que as elasticidades-escala são negativas, já que as elasticidades-preço da demanda de importação e de exportação, no curto e no longo prazos, são, em módulo, menores do que a unidade.

5.2.1 Elasticidades da balança comercial

Uma aplicação interessante que pode ser dada às estimativas de elasticidades de divisas é calcular-se a elasticidades da balança comercial como um todo. A balança comercial é representada na equação (45):

$$BC(e) = R_x(e) - D_m(e) \qquad (45).$$

Derivando-se a equação (45), após algumas manipulações algébricas, chegamos à elasticidade da balança comercial:

$$\frac{e}{BC(e)}\frac{dBC(e)}{de} = \frac{R_x(e)}{BC(e)}\left[\frac{e}{R_x(e)}\frac{\partial R_x(e)}{\partial e}\right] - \frac{D_m(e)}{BC(e)}\left[\frac{e}{D_m(e)}\frac{\partial D_m(e)}{\partial e}\right] \qquad (46).$$

Os termos entre colchetes são as elasticidades. Do lado direito da equação (46), os termos anteriores a esses colchetes são pesos, observados nas estatísticas. A equação (46) ainda pode ser escrita da seguinte forma:

$$\varepsilon_{BC} = \frac{R_x(e)}{BC(e)}\varepsilon_{O-d} - \frac{D_m(e)}{BC(e)}\varepsilon_{D-d} \qquad (46').$$

Os pesos da equação (46') podem variar de acordo com a aplicação que se queira dar. Para uma análise de um período mais recente, os pesos poderiam ser calculados, por exemplo, com base nos dados do ano de 2007. Como o intuito aqui é de se aplicar a equação (46'), a título de exemplo, consideramos os valores médios do período analisado (de 1991 T1 a 2007 T2), de acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio, por meio de seu sistema Alice. Com base nesses dados, $\frac{R_x(e)}{BC(e)} = 5{,}06$ e $\frac{D_m(e)}{BC(e)} = 4{,}06$. Assim, com base nos dados da tabela 17 e nesses pesos, podemos calcular as elasticidades da balança comercial, representadas na tabela 18:

Tabela 18
Elasticidades para a balança comercial

	Elasticidades-câmbio		Elasticidades-renda		Elasticidades-escala	
	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo
ε_{BC}	-1,75	2,78	-5,39	-6,93	6,42	5,04

Obs: Valores com dois algarismos significativos calculados com base nas elasticidades de oferta e demanda de divisas.

Com relação à elasticidade-câmbio, para o período analisado, há, num primeiro momento, um efeito negativo das relações comercias em termos de divisas para, no longo prazo, haver uma boa melhora. Do ponto de vista da elasticidade-renda, a influência é negativa, sendo ainda mais acentuada no longo prazo. Para os efeitos capturados pela elasticidade-escala, no curto prazo, há um impacto expressivos em termos da balança comercial que decresce no longo prazo, apesar de continuar alta.

5.3. Verificação da condição de Marshall-Lerner e suas implicações

Uma das principais aplicações para as elasticidades de curto e de longo prazo é verificar se a condição de Marshall-Lerner é atendida. A pergunta que essa famosa condição tenta responder é sob que condições uma desvalorização cambial melhora o saldo da balança comercial. O resultado clássico e mais conhecido é que, para que uma desvalorização cambial melhore o saldo da balança comercial, a soma das elasticidades de demanda de importações e exportações, em termos de valor, deve ser maior do que a unidade (considerando-se as funções de oferta de importações e de exportações como infinitamente elásticas com relação ao preço).

A partir dos dados da tabela 16, verificamos que essa versão da condição de Marshall-Lerner, com elasticidades de oferta infinitas, é atendida somente no longo prazo[10].

Outra maneira de ver a condição de Marshall-Lerner, já abordada por Haberler (1949), é saber sob que condições uma desvalorização do câmbio afeta a receita de exportações e o dispêndio de importações de modo que sua diferença resulte positiva,

[10] As elasticidades-preço da demanda estrangeira de exportações e da demanda brasileira de importações, em termos de valor, no curto prazo, são, respectivamente, -0,11 e -0,10. Já para o longo prazo, essas elasticidades são -0,98 e -0,55, respectivamente. A dedução das elasticidades-preço da demanda de exportações e de importações em termos de valor, a partir dessas mesmas elasticidades em termos de quantidade, encontra-se no anexo III.

ou seja, haja uma melhora no saldo da balança comercial. Por esse enfoque, que não parte do pressuposto de que as elasticidades de oferta precisam ser infinitas, pelo contrário, a influência de uma variação na taxa de câmbio na oferta de divisas deve ser maior do que na demanda de divisas, isto é:

$$\frac{\partial \ln R_x}{\partial e} - \frac{\partial \ln D_m}{\partial e} > 0 \qquad (47),$$

ou ainda

$$\frac{-b_2(a_2+1)}{-a_2+b_2} > \frac{-c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2} \qquad (47'),$$

de acordo com as estimativas obtidas das equações (29), (30), (37) e (38).

A partir da equação (47') e dos dados da tabela 17, verificamos que a condição de Marshall-Lerner não é atendida no curto prazo, mas é no longo prazo.

Para ambos os casos, as estimativas indicam que uma depreciação cambial apenas melhora o saldo da balança comercial no longo prazo. No curto prazo, normalmente o que ocorre é que imediatamente após a depreciação cambial há uma elevação do valor do nível de importações contratadas à taxa de câmbio antiga, em termos dos bens nacionais; ao mesmo tempo, como as exportações medidas em termos da produção local não mudam, há uma deterioração da balança comercial. Esse efeito é comumente conhecido como curva J, em que, após uma depreciação cambial, há, inicialmente, uma deterioração dos saldos da balança comercial para, posteriormente, haver uma melhora. Segundo as estimativas deste trabalho, há evidências de curva J para o Brasil tanto quando se evidencia a hipótese de elasticidades finitas, quanto quando se considera as funções de oferta de importações e exportações infinitamente elásticas ao preço.

Do ponto de vista keynesiano, em que fatores fixos vigoram no curto prazo, com a presença de desemprego, por exemplo, com curvas de ofertas infinitamente elásticas ao preço, uma pergunta imediata que surge da condição de Marshall-Lerner é sob que condições uma depreciação cambial melhora o nível de produto. Assim, seja o produto dado pela equação (48) abaixo:

$$Y = C + I + G + BC'(e) \qquad (48),$$

em que o produto (Y), o consumo (C), o investimento (I), os gastos do governo (G) e a balança comercial ($BC'(e)$) são representados em reais. A balança comercial depende do valor das exportações e do valor das importações, ambos em dólares, porém corrigidos pelo câmbio, dando nova forma à equação (45):

$$BC'(e) = [R_x(e) - D_m(e)]e \qquad (45').$$

Uma vez que, com exceção da balança comercial, todas as outras variáveis da equação (48) independem da taxa de câmbio (e), uma mudança nessa taxa só melhora o nível de produto se a balança comercial melhorar. Como o produto é idêntico à soma do consumo das famílias, dos investimentos privados, dos gastos do governo (que independem da taxa de câmbio) e da demanda líquida do setor externo, segundo tanto pela abordagem das elasticidades de oferta infinitas, quanto pela abordagem das elasticidades de oferta e demanda finitas, uma depreciação cambial inicialmente afeta de forma negativa o produto do país em dólares, para só depois produzir uma melhora.

Outra aplicação que pode ser dada às elasticidades de oferta e demanda de divisas diz respeito à estabilidade da balança comercial. Seja uma determinada taxa de câmbio vigente na economia. Se a oferta é maior do que a demanda no mercado de divisas, digamos nacional, e essa taxa é maior do que a que iguala oferta e demanda nesse mercado, diz-se que a balança comercial é estável e a taxa de câmbio vigente tende a convergir para a taxa que iguala o mercado. Se, entretanto, sob essas mesmas condições, a demanda é maior do que a oferta de divisas, os preços tendem a infinito e a balança comercial é dita instável. Ambas as situações estão representadas no gráfico 2.

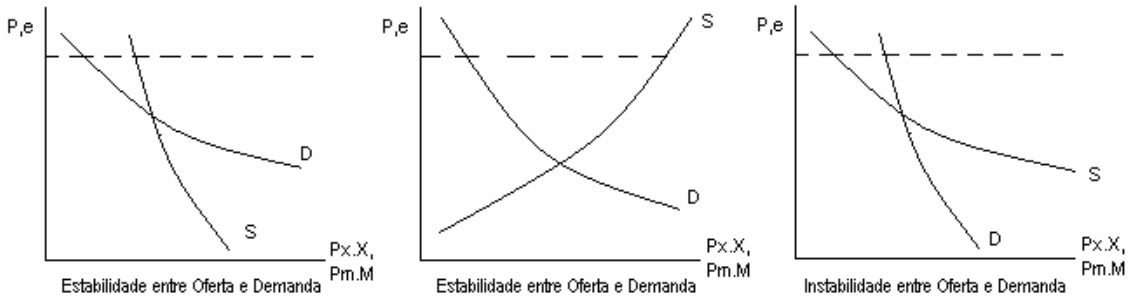

Gráfico 2: Estabilidade e instabilidade entre as funções de oferta e demanda de divisas

Note-se que mesmo que a inclinação da oferta de divisas seja negativa, ainda assim há a possibilidade de que a balança comercial seja estável, como mostra a primeira relação entre oferta e demanda do gráfico 2. O caso mais comum (ou bem comportado) é representado pela relação entre a oferta crescente e a demanda decrescente de divisas em relação à taxa de câmbio. A instabilidade da balança comercial só ocorre se a oferta de divisas for negativa em relação à taxa de câmbio e sua elasticidade for menor do que a elasticidade da demanda de divisas.

No caso das funções estimadas por este trabalho, do tipo log-log, que fornecem, como já mencionado, elasticidades constantes, é fácil verificar se o mercado de câmbio é estável. Se a elasticidade-câmbio da oferta de divisas for maior do que a da demanda de divisas, em qualquer situação, a balança comercial é dita estável; caso contrário, instável[11]. De acordo com os dados da tabela 17, essa condição não é verificada para as estimativas de curto prazo; para o longo prazo, porém, a balança comercial é dita estável.

5.4. Taxa de câmbio de equilíbrio

A fim de se estabelecerem critérios confiáveis para a análise de projetos, várias são as abordagens na determinação da taxa de câmbio. Inicialmente, utilizava-se a taxa de câmbio observada, que seria uma ótima medida em um ambiente econômico ideal: concorrência perfeita, pleno emprego, livre mobilidade de fatores e ausência de tributação ou subsídios. Como tal ambiente não existe na prática, passou-se a utilizar enfoques para a composição de preços alternativos, denominados preços sociais ou preços-sombra.

Nesse sentido, os analistas de projeto usualmente dispõem de quatro enfoques básicos: o da maximização do bem-estar, o do custo de geração de moeda estrangeira, o da paridade do poder de compra e o da taxa de câmbio de equilíbrio de livre comércio.

[11] Note que a elasticidade da receita de exportações com relação ao câmbio é idêntica à elasticidade da oferta de divisas com relação à taxa de câmbio. Nesse mesmo sentido, a elasticidade da demanda de importação é idêntica à demanda de divisas com relação à taxa de câmbio.

Na verdade, há tantas metodologias para o cálculo de taxas de câmbio-sombra quanto definições para supervalorização cambial.

Criticando a utilização da paridade do poder de compra por conta de fortes impeditivos ao comércio internacional em diversos países latino-americanos (Brasil inclusive), Bacha e Taylor (1971), partindo do livre comércio como pressuposto que leva à alocação ótima de recursos, desenvolveram uma metodologia de equilíbrio parcial baseada na análise de elasticidades, denominada taxa de câmbio de equilíbrio. Difundida entre autores brasileiros, essa metodologia tem como idéia subjacente o fato de que a taxa de câmbio utilizada na seleção de projetos deve mostrar que o investimento deve ser internacionalmente competitivo, ainda que todas as distorções (restrições a importações e subsídios a exportações) sejam removidas e a taxa de câmbio oficial se ajuste.

Para se chegar à taxa de câmbio de equilíbrio, considerem-se as equações (33) e (41), que representam, respectivamente, a receita gerada pelas exportações ou a oferta de moeda estrangeira (R_x) e o dispêndio de divisas com importações ou demanda de moeda estrangeira (D_m). Assim, o equilíbrio no mercado de câmbio é dado pela seguinte expressão:

$$R_x + F = D_m \qquad (49),$$

em que F representa a entrada líquida de capital estrangeiro.

Como

$$\frac{\partial \ln R_x}{\partial e} = \frac{-b_2(a_2+1)}{-a_2+b_2} \qquad (34),$$

e R_x passa pelo ponto (valor de exportações, taxa de câmbio), fica fácil traçar a reta de receita de exportações. Da mesma forma, como

$$\frac{\partial \ln D_m}{\partial e} = \frac{-c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2} \qquad (42),$$

e D_m passa pelo ponto (valor de importações, taxa de câmbio), em cada uma das observações, traçamos a reta de dispêndio com importações.

Deslocando-se $\ln R_x$ na magnitude de F para a direita, obtemos a reta $\ln(R_x + F)$. A interseção entre $\ln D_m$ e $\ln(R_x + F)$ nos dá a taxa de câmbio observada e_m. Graficamente:

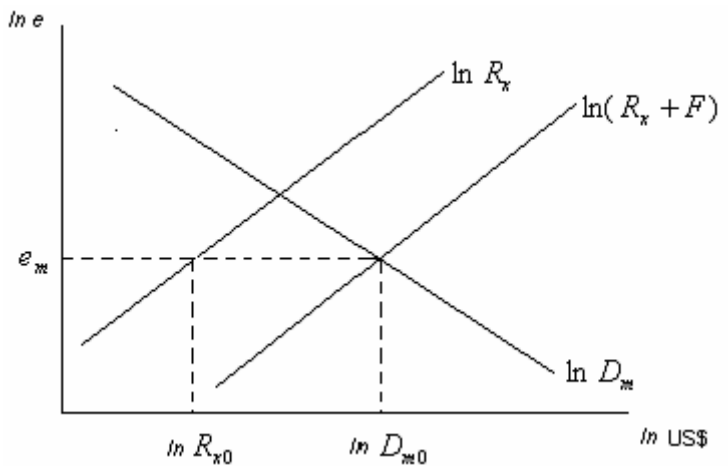

Gráfico 3: Como é representada a taxa de câmbio observada

Para se obter a taxa de câmbio de equilíbrio e_e, a reta que representa o dispêndio com importações $\ln D_m$ sofre um deslocamento para cima e para a direita, representado pela ausência da tarifa (t = 0) na equação (41), da própria definição de taxa de câmbio de equilíbrio, na magnitude $\frac{-c_2(d_2+1)t}{-d_2+c_2}$. Assim, o novo dispêndio com importações na ausência de tarifas $D_m^{'}$ é representado por:

$$D_m^{'} = D_m + \frac{c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2}t \qquad (50).$$

Graficamente:

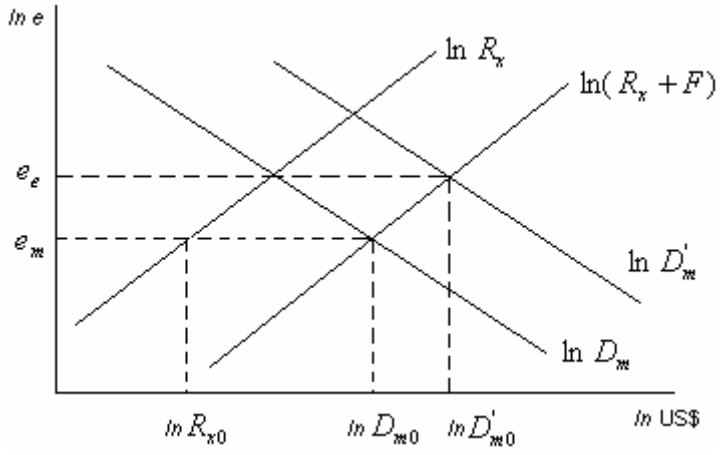

Gráfico 4: Como é obtida a taxa de câmbio de equilíbrio

Com base nesse diagrama e em movimentações algébricas triviais, chegamos à taxa de câmbio de equilíbrio:

$$e_e = e_m - \frac{\varepsilon_{D-d}}{\varepsilon_{O-d} - \varepsilon_{D-d}} t \qquad (51),$$

em que ε_{O-d} e ε_{D-d} representam, respectivamente, a elasticidade-câmbio da oferta de divisas e a elasticidade-câmbio da demanda de divisas, com valores dados pela tabela 16, e_m a taxa de câmbio de observada e t a força da tarifa de importação. A dedução dessa equação encontra-se no anexo IV.

Note-se que a segunda parcela do lado direito da equação (51) é sempre positiva, de acordo com as elasticidades bem comportadas e as estimadas por este trabalho para o longo prazo, o que implica $e_e > e_m$.

Sempre atentando para o fato de que as equações desta seção apresentam variáveis na forma de logaritimo neperiano, estimamos, a partir da equação (51), a taxa de câmbio de equilíbrio para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1991 ao segundo trimestre de 2007. As taxas de câmbio de equilíbrio encontram-se na tabela 19, a seguir.

Tabela 19

Taxa de câmbio de equilíbrio - estimativas de longo prazo

	Taxa de câmbio (R$ / US$) (I)	Entrada líquida de câmbio da balança comercial (bilhões US$) (II)	Força da tarifa (1+T) (III)	Taxa de câmbio de equilíbrio (R$ / US$) (IV)	Sobrevalorização (%) (V)
I/1991	0,0000779	-3,4806	1,078	0,0000842	7,98
II/1991	0,0000996	-3,7118	1,069	0,0001066	6,98
III/1991	0,0001367	-1,8222	1,077	0,0001474	7,84
IV/1991	0,0002763	-1,5649	1,078	0,0002983	7,97
I/1992	0,0005443	-3,2144	1,099	0,0005993	10,12
II/1992	0,0009667	-3,8259	1,076	0,0010418	7,78
III/1992	0,0017300	-4,2591	1,077	0,0018665	7,89
IV/1992	0,0033227	-3,9395	1,063	0,0035350	6,39
I/1993	0,0065935	-3,9814	1,071	0,0070674	7,19
II/1993	0,0138029	-3,1430	1,071	0,0147966	7,20
III/1993	0,0311147	-3,0433	1,068	0,0332856	6,98
IV/1993	0,0771375	-3,1313	1,076	0,0831071	7,74
I/1994	0,2072400	-2,8283	1,077	0,2234760	7,83
II/1994	0,6042024	-3,9495	1,081	0,6542103	8,28
III/1994	0,8948667	-4,2508	1,094	0,9810393	9,63
IV/1994	0,8439667	0,5622	1,069	0,9036302	7,07
I/1995	0,8571000	2,2867	1,093	0,9386257	9,51
II/1995	0,9043000	1,9392	1,134	1,0278863	13,67
III/1995	0,9392000	-0,5773	1,104	1,0386227	10,59
IV/1995	0,9628000	-0,1827	1,095	1,0557864	9,66
I/1996	0,9796333	0,4650	1,080	1,0596644	8,17
II/1996	0,9948000	-0,1261	1,081	1,0766963	8,23
III/1996	1,0124000	1,2618	1,078	1,0930973	7,97
IV/1996	1,0301333	3,9981	1,076	1,1100590	7,76
I/1997	1,0488333	0,8319	1,089	1,1441452	9,09
II/1997	1,0671333	1,3322	1,075	1,1484246	7,62
III/1997	1,0866000	1,6858	1,075	1,1697125	7,65
IV/1997	1,1062000	2,9033	1,082	1,1990522	8,39
I/1998	1,1261000	1,8446	1,096	1,2357548	9,74
II/1998	1,1471667	-0,0049	1,100	1,2644606	10,22
III/1998	1,1705667	1,7979	1,098	1,2878599	10,02
IV/1998	1,1950333	2,9858	1,096	1,3122340	9,81
I/1999	1,7700000	0,8402	1,087	1,9267137	8,85
II/1999	1,7135333	-0,1825	1,090	1,8700511	9,13
III/1999	1,8589333	0,1599	1,090	2,0287952	9,14
IV/1999	1,9132667	0,4660	1,087	2,0830950	8,88
I/2000	1,7728667	0,0184	1,082	1,9217031	8,40
II/2000	1,8006667	-0,8047	1,082	1,9518080	8,39
III/2000	1,8146000	0,1195	1,082	1,9662142	8,36
IV/2000	1,9295000	1,4193	1,085	2,0973445	8,70
I/2001	2,0143333	0,6789	1,074	2,1669083	7,57
II/2001	2,2877000	-0,6127	1,073	2,4577300	7,43
III/2001	2,5486333	-1,3317	1,068	2,7248685	6,91
IV/2001	2,5478667	-1,3863	1,065	2,7158422	6,59
I/2002	2,3805667	-1,0268	1,062	2,5319201	6,36
II/2002	2,5041333	-1,5586	1,060	2,6559979	6,06
III/2002	3,1281000	-5,2661	1,055	3,3030136	5,59
IV/2002	3,6686000	-5,2694	1,056	3,8763099	5,66
I/2003	3,4912333	-3,8056	1,055	3,6878785	5,63
II/2003	2,9850667	-6,5921	1,056	3,1542765	5,67
III/2003	2,9342333	-7,3930	1,056	3,1025808	5,74
IV/2003	2,8994000	-7,0040	1,053	3,0555215	5,38
I/2004	2,8950667	-6,1390	1,050	3,0416110	5,06
II/2004	3,0443667	-8,8710	1,050	3,1983625	5,06
III/2004	2,9761333	-10,0720	1,051	3,1295792	5,16
IV/2004	2,7849000	-8,5880	1,050	2,9281358	5,14
I/2005	2,6643667	-8,3060	1,051	2,8028372	5,20
II/2005	2,4810333	-11,3490	1,050	2,6067728	5,07
III/2005	2,3420333	-12,9740	1,051	2,4625821	5,15
IV/2005	2,2501333	-12,0800	1,053	2,3708467	5,36
I/2006	2,1951333	-9,2550	1,052	2,3104238	5,25
II/2006	2,1844333	-10,2110	1,049	2,2941499	5,02
III/2006	2,1705000	-14,6810	1,050	2,2820662	5,14
IV/2006	2,1512333	-12,2420	1,051	2,2626438	5,18
I/2007	2,1070333	-8,7550	1,051	2,2175402	5,24
II/2007	1,9810333	-11,8840	1,052	2,0859699	5,30

Fontes: (I) BACEN - Cotação de compra;
(II) Elaboração própria, por meio da diferença entre o dispêndio com importações e a receita de exportações no período; dados retirados do sistema Aliceweb/MDIC;
(III) Elaboração própria;
(IV) Elaboração própria, com base no método de Bacha-Taylor;
(V) Elaboração própria, representada pela (taxa de equilíbrio - taxa de mercado no período) / taxa de equilíbrio.

Vale ressaltar que o trabalho concentra-se no período pós-abertura comercial, iniciada com o Governo Collor em 1989. A partir desse período reduziu-se relativamente a arrecadação do imposto de importação frente ao valor das importações, exatamente por conta dessa abertura, o que pode ser observado no gráfico abaixo.

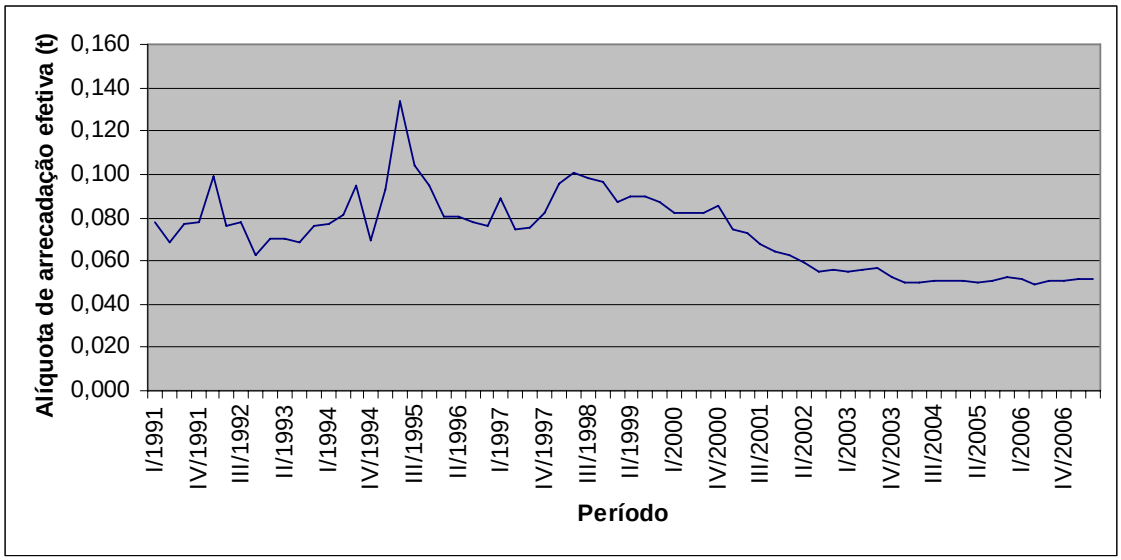

Gráfico 5: Evolução da alíquota de arrecadação efetiva do II durante o período analisado

Diferentemente de Bacha e Taylor (1971), que utilizaram elasticidades de oferta infinitas, este trabalho considerou, no cálculo da taxa de câmbio de equilíbrio, todas as estimativas de elasticidades, *a priori*, finitas. Melo (1999), que seguiu o trabalho de Bacha e Taylor (1971) em suas estimativas da taxa de câmbio de equilíbrio, obteve, por esse motivo, taxas de equilíbrio maiores do que as que foram obtidas por este trabalho.

Outra abordagem que pode aumentar as estimativas de taxas de câmbio de equilíbrio é se utilizar de tarifas legais, maiores do que as alíquotas de arrecadação efetiva, o que elevaria a segunda parcela do lado direito da equação (51), aumentado, portanto, a taxa de câmbio de equilíbrio e sua respectiva sobrevalorização. Provavelmente, caso se utilizassem tarifas legais para se chegar às mesmas elasticidades estimadas por este trabalho, essa diferença desapareceria.

Habitualmente, talvez por pressões políticas dos mais diversos setores da economia, o Brasil não tem tradição de deixar que a taxa de câmbio se ajuste livremente aos acontecimentos internacionais. Mesmo sob a égide do câmbio flexível, que vivemos já há algum tempo (pelo menos no discurso), há contínuas intervenções do Banco Central no sentido de comprar dólares no mercado, sob o pretexto de acumular reservas internacionais, que impedem que o ajuste seja feito via taxa de câmbio de maneira

apropriada. Desnecessário dizer que, ao menos teoricamente, em regime de câmbio flexível, não há a necessidade de acúmulo dessas reservas.

Uma das propostas no sentido de se depreciar o câmbio, indo ao encontro dos anseios de exportadores, é exatamente zerar as alíquotas do imposto de importação. Essa posição foi defendida recentemente pelo ex-presidente do Banco Central do Brasil, o economista Gustavo Franco, no *Reuters Latin American Investment Summit*[12]. Note-se que zerar as alíquotas do imposto de importação é exatamente o que propõem Bacha e Taylor (1971) para o cálculo da taxa de câmbio de equilíbrio, para a qual temos as estimativas na tabela 19. Nesse sentido, uma reinterpretação dessa tabela seria estabelecer em quanto a liberalização completa do comércio afetaria a taxa de câmbio.

[12] Jornal do Commercio de 26/03/2007.

6. Conclusões

Como pôde ser observado nos capítulos anteriores, muitas são as utilidades das estimativas das elasticidades de oferta e de demanda de importações e de exportações. Para estimá-las, há uma vasta literatura para nos guiar. O trabalho de referência utilizado foi o de Goldstein e Khan (1984), que expõe os modelos mais utilizados nessa tarefa: o de substitutos perfeitos e o de substitutos imperfeitos. Além disso, o artigo, cuja exposição seguimos de perto, apresenta soluções para os diversos problemas a serem enfrentados por ambos os modelos.

As estimativas de curto prazo para as elasticidades de oferta e demanda de exportações e importações brasileiras foram realizadas por meio do método generalizado de momentos (GMM), com a inclusão de variáveis explicadas defasadas em um período como regressores. Essas inclusões contaram com estimativas, em maior ou menor grau, um pouco abaixo da unidade, o que mostra o forte componente temporal do modelo.

Para o caso do Brasil, notamos que as curvas de oferta e de demanda de exportações e de importações apresentam elasticidades bem comportadas, isto é, com os sinais esperados pela teoria, tanto para as variáveis preço relativo, quanto para as variáveis de renda (como impulsinador da demanda) e de escala (representando a capacidade produtiva do ofertante no mercado em análise). Apesar de bem comportadas, as elasticidades-preço de curto prazo apresentaram valores, em módulo, baixos, mostrando a inelasticidade das curvas. As equações de demanda também se mostraram inelásticas com relação à renda no curto prazo; para a equação de oferta brasileira de exportações, a elasticidade-renda de curto prazo mostrou-se acima da unidade (1,24); já a elasticidade-renda da oferta estrangeira de exportações foi admitida por hipótese igual à unidade.

A partir dessas estimativas, por meio do método de ajustamento parcial, obtivemos as elasticidades de longo prazo, que continuaram apresentando sinais bem comportados. As elasticidades-preço, porém, continuaram abaixo da unidade, exceto para o caso da oferta estrageira de exportações, que apresentou elasticidade de 35,33. Com relação às elasticidades-renda de longo prazo, todas elas apresentaram estimativas maiores que a unidade, exceto a oferta estrangeira de exportações, que apresentou elasticidade-renda unitária por conta das hipóteses adotadas no modelo.

Com base nas elasticidades de oferta e demanda de exportações e importações em termos de quantidade, estimamos as elasticidades de oferta e demanda de divisas seguindo a idéia do artigo de Haberler (1949). As elasticidades-câmbio, tanto da oferta quanto da demanda de divisas, foram negativas e inelásticas para o curto e para o longo prazos. A oferta de divisas de longo prazo, porém, apresentou um valor próximo de zero (-0,01), evidenciando a inelasticidade acentuada dessa função. As elasticidades-renda de divisas foram todas positivas e maiores que a unidade, exceto a elasticidade-renda da oferta de divisas que apresentou valor positivo de 0,55. Já as elasticidades-escala da demanda de divisas foram todas negativas e maiores, em módulo, do que a unidade. Para o caso das elasticidades-escala da oferta de divisas no curto prazo, as estimativas apontaram para um valor positivo e elástico (1,60) e para o longo prazo para um valor negativo e extremamente inelástico de -0,02.

Por meio das elasticidades de oferta e demanda de divisas, calculamos as elasticidades da balança comercial para o período de 1991 T1 a 2007 T2. A elasticidade que captura o efeito-preço (elasticidade-câmbio) é negativa no curto prazo e positiva e no longo, sendo elástica em ambos os casos. A elasticidade-renda da balança comercial é negativa no curto e no longo prazo, ambas com elasticidades altas (5,39 e 6,93, respectivamente). Com relação às elasticidades-escala da balança comercial, ela apresentou valores elevados, mas com valores maiores para o curto do que para o longo prazo (6,42 e 5,04, respectivamente).

Com base nas estimativas de elasticidade de oferta e de demanda de divisas, verificamos que a condição de Marshall-Lerner em sua forma clássica (isto é, que considera as elasticidades de oferta infinitamente elásticas ao preço) se aplica para o caso brasileiro apenas no longo prazo. Também para o caso de elasticidades de oferta e demanda de importação e exportação finitas, a condição de Marshall-Lerner se aplica apenas para o longo prazo. De todo modo, há evidências, portanto, da presença de Curva J para o Brasil. Também por meio dessas estimativas, verificamos que há estabilidade da balança comercial apenas no longo prazo.

Por fim, estimamos a taxa de câmbio de equilíbrio para o período analisado e realizamos algumas aplicações desse conceito introduzido por Bacha e Taylor (1971) para a determinação adequada da taxa de câmbio para a análise de projetos. As elasticidades aplicadas a esse modelo indicaram uma sobrevalorização média no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1991 e o segundo trimestre de 2007 de

7,42% em relação à taxa de câmbio praticada pelo mercado. Vale ressaltar que a tendência dessa taxa foi decrescente durante grande parte do período analisado, muito por conta da liberalização comercial ocorrida a partir do Governo Collor. Essa sobrevalorização foi máxima no segundo trimestre de 1995, atingindo 13,67% (por conta de um aumento na alíquota de arrecadação do imposto de importação no período com o objetivo de conter o déficit comercial ocasionado pelo início do Plano Real) e mínima no segundo trimestre de 2006 (5,02%), terminando o período analisado em 5,30%. Com base no conceito de Bacha e Taylor (1971), respondemos qual seria a taxa de câmbio vigente se as tarifas de importação fossem eliminadas, uma proposta feita recentemente pelo ex-presidente do Banco Central do Brasil, o economista Gustavo Franco.

ANEXO I – Construção do índice de preços de IPCA – comercializáveis

Transformação de inflação do IPCA - comercializáveis em índice de preços*

Período	IPCA - comercializáveis - var. - (% a.m.) (I)	Índice de IPCA - comercializáveis - (1991 12 = 100) (II)	Índice de IPCA - comercializáveis - (média 2000 = 100) (III)	Média geométrica do trimestre (IV)
1991 12		100,000	0,02275	
1992 01	24,81	124,810	0,02839	
1992 02	24,23	155,051	0,03527	
1992 03	21,14	187,829	0,04272	**0,03497**
1992 04	21,11	227,480	0,05174	
1992 05	26,08	286,807	0,06524	
1992 06	20,95	346,893	0,07890	**0,06434**
1992 07	21,07	419,983	0,09553	
1992 08	22,30	513,640	0,11683	
1992 09	25,52	644,720	0,14665	**0,11785**
1992 10	27,38	821,245	0,18680	
1992 11	24,97	1026,31	0,23344	
1992 12	27,03	1303,72	0,29654	**0,23472**
1993 01	28,63	1676,98	0,38144	
1993 02	23,76	2075,43	0,47207	
1993 03	27,68	2649,90	0,60274	**0,47700**
1993 04	29,19	3423,41	0,77868	
1993 05	26,99	4347,39	0,98884	
1993 06	30,81	5686,82	1,29350	**0,99866**
1993 07	31,51	7478,74	1,70109	
1993 08	32,19	9886,14	2,24867	
1993 09	35,43	13388,8	3,04537	**2,26689**
1993 10	35,13	18092,3	4,11521	
1993 11	36,56	24706,8	5,61973	
1993 12	37,94	34080,6	7,75186	**5,63860**
1994 01	40,15	47764,0	10,8642	
1994 02	38,08	65952,5	15,0013	
1994 03	41,88	93573,4	21,2839	**15,1377**
1994 04	44,41	135129	30,7361	
1994 05	44,34	195046	44,3644	
1994 06	50,94	294402	66,9637	**45,0306**
1994 07	5,99	312037	70,9748	
1994 08	-0,23	311319	70,8115	
1994 09	0,16	311817	70,9248	**70,9037**
1994 10	2,71	320267	72,8469	
1994 11	2,85	329395	74,9230	
1994 12	1,42	334072	75,9869	**74,5742**
1995 01	0,48	335676	76,3517	
1995 02	-0,19	335038	76,2066	
1995 03	0,18	335641	76,3438	**76,3007**
1995 04	1,94	342153	77,8248	
1995 05	1,71	348003	79,1557	
1995 06	1,12	351901	80,0422	**79,0023**
1995 07	1,78	358165	81,4669	
1995 08	0,20	358881	81,6299	
1995 09	0,54	360819	82,0707	**81,7221**
1995 10	1,00	364427	82,8914	
1995 11	0,77	367233	83,5297	
1995 12	0,57	369327	84,0058	**83,4744**
1996 01	0,54	371321	84,4594	
1996 02	-0,66	368870	83,9020	
1996 03	-0,60	366657	83,3986	**83,9189**
1996 04	0,46	368344	83,7822	
1996 05	1,06	372248	84,6703	
1996 06	0,69	374817	85,2545	**84,5668**
1996 07	0,65	377253	85,8087	
1996 08	-0,14	376725	85,6885	

Transformação de inflação do IPCA - comercializáveis em índice de preços*

Período	IPCA - comercializáveis - var. - (% a.m.) (I)	Índice de IPCA - comercializáveis - (1991 12 = 100) (II)	Índice de IPCA - comercializáveis - (média 2000 = 100) (III)	Média geométrica do trimestre (IV)
1996 09	-0,44	375067	85,3115	**85,6026**
1996 10	0,36	376418	85,6186	
1996 11	0,11	376832	85,7128	
1996 12	0,20	377585	85,8842	**85,7385**
1997 01	0,53	379586	86,3394	
1997 02	0,03	379700	86,3653	
1997 03	0,12	380156	86,4690	**86,3912**
1997 04	0,11	380574	86,5641	
1997 05	0,04	380726	86,5987	
1997 06	0,09	381069	86,6766	**86,6131**
1997 07	0,17	381717	86,8240	
1997 08	-0,36	380343	86,5114	
1997 09	0,13	380837	86,6239	**86,6530**
1997 10	0,31	382018	86,8924	
1997 11	0,01	382056	86,9011	
1997 12	0,31	383240	87,1705	**86,9879**
1998 01	0,59	385501	87,6848	
1998 02	0,21	386311	87,8689	
1998 03	0,29	387431	88,1238	**87,8923**
1998 04	0,11	387857	88,2207	
1998 05	0,35	389215	88,5295	
1998 06	0,28	390305	88,7774	**88,5089**
1998 07	-0,02	390227	88,7596	
1998 08	-0,52	388197	88,2981	
1998 09	-0,12	387732	88,1921	**88,4162**
1998 10	0,10	388119	88,2803	
1998 11	-0,11	387692	88,1832	
1998 12	0,03	387809	88,2096	**88,2244**
1999 01	0,42	389438	88,5801	
1999 02	2,14	397771	90,4757	
1999 03	1,69	404494	92,0048	**90,3427**
1999 04	0,78	407649	92,7224	
1999 05	0,48	409606	93,1675	
1999 06	-0,09	409237	93,0836	**92,9910**
1999 07	0,35	410669	93,4094	
1999 08	0,32	411983	93,7083	
1999 09	0,34	413384	94,0269	**93,7146**
1999 10	2,41	423347	96,2930	
1999 11	1,05	427792	97,3041	
1999 12	0,87	431514	98,1506	**97,2462**
2000 01	0,47	433542	98,6119	
2000 02	0,10	433975	98,7105	
2000 03	-0,33	432543	98,3848	**98,5690**
2000 04	0,05	432759	98,4340	
2000 05	-0,04	432586	98,3946	
2000 06	0,59	435139	98,9751	**98,6009**
2000 07	1,37	441100	100,331	
2000 08	1,09	445908	101,425	
2000 09	0,25	447023	101,678	**101,143**
2000 10	0,01	447067	101,688	
2000 11	-0,04	446889	101,648	
2000 12	0,07	447201	101,719	**101,685**
2001 01	0,28	448454	102,004	
2001 02	0,10	448902	102,106	
2001 03	0,41	450743	102,524	**102,211**
2001 04	0,60	453447	103,139	
2001 05	0,45	455488	103,604	
2001 06	0,27	456717	103,883	**103,542**

Transformação de inflação do IPCA - comercializáveis em índice de preços*

Período	IPCA - comercializáveis - var. - (% a.m.) (I)	Índice de IPCA - comercializáveis - (1991 12 = 100) (II)	Índice de IPCA - comercializáveis - (média 2000 = 100) (III)	Média geométrica do trimestre (IV)
2001 07	0,73	460051	104,642	
2001 08	0,63	462950	105,301	
2001 09	0,29	464292	105,606	**105,182**
2001 10	1,03	469075	106,694	
2001 11	1,25	474938	108,028	
2001 12	1,03	479830	109,140	**107,949**
2002 01	0,57	482565	109,763	
2002 02	0,35	484254	110,147	
2002 03	0,31	485755	110,488	**110,132**
2002 04	0,11	486289	110,610	
2002 05	0,07	486630	110,687	
2002 06	0,21	487652	110,920	**110,739**
2002 07	0,61	490626	111,596	
2002 08	1,26	496808	113,002	
2002 09	1,49	504211	114,686	**113,088**
2002 10	2,18	515202	117,186	
2002 11	3,58	533647	121,381	
2002 12	3,28	551150	125,363	**121,264**
2003 01	1,73	560685	127,532	
2003 02	0,79	565115	128,539	
2003 03	1,44	573252	130,390	**128,815**
2003 04	1,11	579615	131,837	
2003 05	0,95	585122	133,090	
2003 06	0,38	587345	133,596	**132,839**
2003 07	-0,06	586993	133,515	
2003 08	0,07	587404	133,609	
2003 09	0,67	591339	134,504	**133,875**
2003 10	0,54	594533	135,230	
2003 11	0,25	596019	135,568	
2003 12	0,51	599059	136,260	**135,685**
2004 01	0,53	602234	136,982	
2004 02	0,06	602595	137,064	
2004 03	0,69	606753	138,010	**137,351**
2004 04	0,51	609847	138,714	
2004 05	0,75	614421	139,754	
2004 06	0,80	619336	140,872	**139,777**
2004 07	0,55	622743	141,647	
2004 08	0,30	624611	142,072	
2004 09	0,40	627109	142,640	**142,119**
2004 10	0,41	629681	143,225	
2004 11	0,47	632640	143,898	
2004 12	0,64	636689	144,819	**143,979**
2005 01	0,48	639745	145,514	
2005 02	0,06	640129	145,602	
2005 03	0,19	641345	145,878	**145,665**
2005 04	0,94	647374	147,249	
2005 05	0,72	652035	148,310	
2005 06	-0,06	651644	148,221	**147,926**
2005 07	-0,25	650015	147,850	
2005 08	-0,18	648845	147,584	
2005 09	-0,02	648715	147,554	**147,663**
2005 10	0,43	651504	148,189	
2005 11	0,17	652612	148,441	
2005 12	0,23	654113	148,782	**148,470**
2006 01	0,33	656271	149,273	
2006 02	-0,09	655681	149,139	
2006 03	0,30	657648	149,586	**149,333**
2006 04	-0,17	656530	149,332	

Transformação de inflação do IPCA - comercializáveis em índice de preços*

Período	IPCA - comercializáveis - var. - (% a.m.) (I)	Índice de IPCA - comercializáveis - (1991 12 = 100) (II)	Índice de IPCA - comercializáveis - (média 2000 = 100) (III)	Média geométrica do trimestre (IV)
2006 05	-0,12	655742	149,153	
2006 06	-0,42	652988	148,526	**149,003**
2006 07	0,00	652988	148,526	
2006 08	-0,04	652727	148,467	
2006 09	0,16	653771	148,704	**148,566**
2006 10	0,42	656517	149,329	
2006 11	0,54	660062	150,135	
2006 12	0,40	662702	150,736	**150,066**
2007 01	0,22	664160	151,068	
2007 02	-0,10	663496	150,917	
2007 03	0,21	664889	151,233	**151,072**
2007 04	0,25	666552	151,612	
2007 05	0,48	669751	152,339	
2007 06	0,55	673435	153,177	**152,375**

Fontes: (I) Banco Central do Brasil, com dados do IBGE.
(II) Elaboração própria.
(III) Elaboração própria.
(IV) Elaboração própria.

* Valores em negrito correspondem à média geométrica do índice de preços mensais no trimestre.

ANEXO II – Resultados obtidos

Antes de abordar os resultados obtidos, vale ressaltar, ainda, o tratamento dado aos preços relativos de cada uma das equações, posto que as regressões foram obtidas não com os dados como apresentados pelas fontes. Esses dados foram utilizados para se calcular cada preço relativo de cada equação e foi realizada uma ponderação com base nos valores do ano 2000 (2000 = 100). As variáveis dependentes foram rodadas, então, contra esses preços relativos, além das outras variáveis preconizadas no modelo, conforme o caso.

Antes de partirmos para as estimativas, tivemos que resolver o problema da sazonalidade das séries. A autocorrelação de quarta ordem é muito comum em dados trimestrais por esse motivo. Retirar esses movimentos sazonais cíclicos e ressaltar a tendência da série são soluções muito utilizadas, apesar de o GMM dar conta desse problema. A fim de solucionar a sazonalidade das séries, o pacote estatístico aplicado (EViews) disponibiliza o método padrão utilizado pelo *U. S. Bureau of Census* para ajustar sazonalmente os dados publicados para dados mensais ou trimestrais, denominado X11, consistente com o modelo composto por tendência, sazonalidade e erro aleatório, em que o efeito sazonal é subtraído da família ARIMA (Moretin (2004)). A única exigência para sua utilização é que pelo menos quatro anos de dados sejam disponibilizados, o que se aplica aqui.

O algoritmo que utilizamos consiste em um método de média móvel multiplicativa para dados trimestrais. Seja y_t a série a ser filtrada e a média móvel centrada x_t:

$$x_t = (0{,}5y_{t+2} + y_{t+1} + y_t + y_{t-1} + 0{,}5y_{t-2})/4 \qquad (52).$$

Seja também a razão $z_t = y_t / x_t$. O índice sazonal i_q para o trimestre q é a média de z_t utilizando apenas observações do trimestre q. Os índices sazonais são calculados como a razão do índice sazonal pela média geométrica dos índices:

$$s = i_q / \sqrt[4]{i_1 i_2 i_3 i_4} \qquad (53).$$

Esses índices significam que a série y é s_j por cento maior no período j em relação à série sazonalmente ajustada. Essa série, então, é obtida dividindo-se y_t pelos fatores sazonais s_j.

Com base nesses dados sazonalmente ajustados, as equações foram selecionadas de acordo com os melhores resultados obtidos com os testes. Foram ainda inseridas, também de acordo com os resultados, como se verá a seguir, outras variáveis não especificadas no modelo, na forma de logaritmo-neperiano; em alguns casos, foram inseridas variáveis estabelecidas no modelo, mas de forma defasada, sempre se atentando para as implicações econométricas de cada mudança.

A probabilidade considerada de se cometer erro do tipo I (nível de significância) foi de 5%. Em alguns casos, o valor das importações ou o valor das exportações, correntes ou defasados, foram considerados como instrumentos.

Antes de se estimar as elasticidades, porém, uma ressalva faz-se importante: apesar de problemas de não-estacionariedade deverem ser tratados em procedimentos de mínimos quadrados ordinários, quando se utilizam mínimos quadrados de dois estágios ou ainda o método generalizado de momentos (já que o primeiro é um caso particular do segundo), tal preocupação não procede. Assintoticamente, obtêm-se as mesmas estimativas, a mesma matriz assintótica de covariância e o teste de Wald permanece com distribuição assintoticamente χ^2. Assim, é necessário apenas se preocupar com questões relacionadas à identificação e à simultaneidade, mas não com questões relacionadas a não-estacionariedade e cointegração. Esse ponto está bastante claro em Johnston e Dinardo (1997).

II.1. Demanda estrangeira por exportações brasileiras

Segundo o modelo, a demanda estrangeira por exportações brasileiras é representada pela equação (17), que repetimos por conveniência:

$$\ln X_i^d = a_1 + a_2 \ln \frac{PX_i}{P^*} + a_3 \ln Y^* + u_{1i} \qquad (17).$$

Como a renda estrangeira foi subdividida de acordo com os propósitos dos efeitos que se buscam capturar, conforme descrito no Capítulo 3, a variável considerada na equação (17) foi o índice de quantum das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil (IQM^*). A fim de proporcionar uma melhor dimensão da renda estrangeira disponível para a compra de produtos brasileiros, essa série foi construída com base na pauta de exportações brasileiras por meio dos índices de quantum de importações dos principais compradores de exportações brasileiras, conforme explanado no Capítulo 3.

Assim, a equação (17) toma, então, a seguinte forma:

$$\ln X_i^d = a_1 + a_2 \ln \frac{PX_i}{P^*} + a_3 \ln IQM^* + u_{1i} \qquad (27).$$

Dividindo-se o índice de preços de exportação pelo índice de preços dos principais parceiros comerciais do Brasil, construiu-se uma série de índices de preços relativos conforme a equação acima, representada nas tabelas das estimativas PXTDSA. Os dados para se estimar a equação acima encontram-se na tabela 8, repetida neste anexo por conveniência.

Os instrumentos convenientemente escolhidos foram a renda dos principais parceiros comerciais do Brasil, corrente (YESA) e defasados de um (YESA(-1)) e dois períodos (YESA(-2)), o preço relativo para a demanda defasados de um (PXTDSA(-1)) e dois (PXTDSA(-2)) períodos, o índice de quantidade de importações dos principais parceiros comerciais do Brasil defasados de um (IQMESA(-1)) e dois (IQMESA(-2)) períodos, o índice de quantum das exportações brasileiras defasados de dois períodos (IQXSA(-2)) e o valor das exportações corrente (VXSA) e defasados em um (VXSA(-1)) e dois (VXSA(-2)) períodos.

Tabela 8

Dados para estimar a demanda estrangeira por exportações brasileiras (equação 27)

	Índice de quantum das exportações agregadas do Brasil	Índice de preços das exportações agregadas do Brasil (US$)	Índice de preços do resto do mundo (US$) - 2000 = 100	Índice de preços relativos (II) / (III) - 2000 = 100	Índice de quantum das importações resto do mundo (US$ bilhões)
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
I/1991	72,700	89,933	102,180	103,472	87,441
II/1991	81,867	89,500	100,841	104,340	92,029
III/1991	70,033	88,967	100,821	103,739	91,994
IV/1991	73,233	87,267	100,922	101,655	96,157
I/1992	75,133	87,400	100,041	102,707	95,250
II/1992	82,800	86,467	100,212	101,436	98,921
III/1992	92,400	85,833	100,442	100,463	97,740
IV/1992	98,333	84,333	100,518	98,633	102,509
I/1993	99,367	77,700	100,000	91,345	100,000
II/1993	98,500	77,867	100,112	91,439	105,992
III/1993	107,933	80,533	99,344	95,301	110,383
IV/1993	100,500	81,900	99,090	97,168	117,452
I/1994	89,333	83,333	99,117	98,840	115,637
II/1994	111,400	84,467	100,043	99,257	122,449
III/1994	114,733	88,967	101,272	103,277	122,852
IV/1994	99,233	95,167	102,339	109,323	128,026
I/1995	83,700	97,500	103,981	110,234	121,546
II/1995	98,933	99,333	104,806	111,423	122,097
III/1995	105,433	101,267	105,037	113,342	120,677
IV/1995	101,667	101,733	105,252	113,631	125,368
I/1996	86,233	99,967	106,361	110,494	120,440
II/1996	104,733	100,900	105,947	111,962	127,948
III/1996	108,400	100,133	105,197	111,903	133,886
IV/1996	100,633	98,967	105,791	109,978	137,705
I/1997	89,833	99,500	106,881	109,443	132,595
II/1997	116,100	102,000	105,663	113,486	145,529
III/1997	123,400	101,233	105,296	113,026	151,547
IV/1997	111,467	100,033	105,332	111,648	156,618
I/1998	100,567	99,033	103,602	112,377	153,130
II/1998	124,300	94,700	101,993	109,156	164,955
III/1998	122,800	91,867	100,415	107,553	169,283
IV/1998	108,467	89,933	98,209	107,655	174,784
I/1999	98,233	85,633	97,707	103,034	164,074
II/1999	128,433	80,700	98,798	96,026	170,758
III/1999	131,467	79,900	100,376	93,580	176,018
IV/1999	133,100	81,400	102,329	93,518	179,063
I/2000	120,767	83,633	104,187	94,369	169,449
II/2000	140,533	84,133	97,257	101,698	179,075
III/2000	148,333	86,167	98,359	102,989	181,400
IV/2000	135,867	84,467	98,371	100,945	185,248
I/2001	135,600	85,100	98,426	101,645	176,319
II/2001	154,767	81,867	97,471	98,741	177,300
III/2001	159,333	81,167	96,072	99,322	170,081
IV/2001	148,000	78,300	92,909	99,076	173,000
I/2002	130,033	76,667	93,839	96,048	154,395
II/2002	140,600	78,567	94,331	97,915	164,584
III/2002	197,433	78,400	93,939	98,116	169,141
IV/2002	181,233	77,867	93,684	97,713	176,229
I/2003	156,633	80,500	95,395	99,205	164,932
II/2003	186,400	80,767	93,742	101,289	179,450
III/2003	203,267	81,667	93,949	102,192	183,053
IV/2003	204,700	83,167	93,583	104,476	196,473
I/2004	190,100	85,900	95,495	105,750	190,276
II/2004	220,933	90,633	97,919	108,814	197,829
III/2004	245,700	92,267	98,105	110,566	201,170
IV/2004	238,600	92,333	98,898	109,759	211,403
I/2005	215,367	95,300	99,496	112,604	200,607
II/2005	243,600	100,767	101,515	116,695	212,893
III/2005	268,467	103,433	104,400	116,473	206,664
IV/2005	251,167	105,633	104,998	118,273	215,050
I/2006	229,233	107,667	106,488	118,863	205,720
II/2006	235,800	112,233	108,169	121,978	212,517
III/2006	284,267	117,700	109,247	126,658	217,157
IV/2006	261,833	118,000	107,273	129,317	225,834
I/2007	242,400	117,767	108,436	127,677	213,987
II/2007	269,500	122,267	111,349	129,089	218,083

Fontes: (I) Funcex.
(II) Funcex.
(III) Elaboração própria.
(IV) Elaboração própria.
(V) Elaboração própria.

Os resultados da estimação nos termos da equação (27) foram os seguintes:

Tabela 20

Estimação da equação 27

Dependent Variable: LOG(IQXSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/01/08 Time: 15:56
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 57 weight matrices, 58 total coef iterations
Instrument list: IQXSA(-2) IQMESA(-1) IQMESA(-2) PXTDSA(-1) PXTDSA(-2) YESA YESA(-1) YESA(-2) VXSA VXSA(-1) VXSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.328938	3.762145	-1.150657	0.2544
LOG(PXTDSA)	0.287141	1.039697	0.276178	0.7833
LOG(IQMESA)	1.577799	0.518331	3.043998	0.0034

R-squared	0.774939	Mean dependent var	4.920873
Adjusted R-squared	0.767560	S.D. dependent var	0.379074
S.E. of regression	0.182759	Sum squared resid	2.037452
Durbin-Watson stat	0.120284	J-statistic	0.012468

O índice de quantum das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil apresenta o sinal esperado e boa significância. Além disso, o preço relativo não apresenta o sinal esperado e sua significância é muito baixa, o que sugere erro de especificação. Por isso, procederemos à inclusão de variáveis defasadas em um período, iniciando com o preço relativo (tabela 21):

Tabela 21

Estimação da equação 27, com a inclusão do preço relativo defasado de um período

Dependent Variable: LOG(IQXSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/01/08 Time: 15:57
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 8 weight matrices, 9 total coef iterations
Instrument list: IQXSA(-2) IQMESA(-1) IQMESA(-2) PXTDSA(-1) PXTDSA(-2) YESA YESA(-1) YESA(-2) VXSA VXSA(-1) VXSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.659484	1.602065	-2.284229	0.0259
LOG(PXTDSA)	8.745941	1.705821	5.127114	0.0000
LOG(IQMESA)	1.476525	0.154759	9.540817	0.0000
LOG(PXTDSA(-1))	-8.509469	1.657901	-5.132674	0.0000

R-squared	0.558962	Mean dependent var	4.920873
Adjusted R-squared	0.536910	S.D. dependent var	0.379074
S.E. of regression	0.257962	Sum squared resid	3.992678
Durbin-Watson stat	1.069149	J-statistic	0.052704

O preço relativo continuou não apresentando o sinal dentro do esperado e as estatísticas R^2 e R^2-ajustado pioraram bastante, razão pela qual excluímos essa variável e incluímos o índice de quantum das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil defasado de um período (tabela 22):

Tabela 22

Estimação da equação 27, com a inclusão do índice de quantum de importação dos principais parceiros comerciais do Brasil defasado de um período

Dependent Variable: LOG(IQXSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/01/08 Time: 15:57
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 12 weight matrices, 13 total coef iterations
Instrument list: IQXSA(-2) IQMESA(-1) IQMESA(-2) PXTDSA(-1) PXTDSA(-2) YESA YESA(-1) YESA(-2) VXSA VXSA(-1) VXSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.775759	2.056763	-2.808179	0.0067
LOG(PXTDSA)	0.797153	0.521692	1.528016	0.1318
LOG(IQMESA)	4.805966	3.939356	1.219988	0.2272
LOG(IQMESA(-1))	-3.419489	3.900236	-0.876739	0.3841

R-squared	0.757110	Mean dependent var	4.920873
Adjusted R-squared	0.744965	S.D. dependent var	0.379074
S.E. of regression	0.191436	Sum squared resid	2.198862
Durbin-Watson stat	0.345546	J-statistic	0.039654

Apesar de a estatística R^2 e R^2-ajustado terem melhorado, o preço relativo continuou com sinal contrário ao esperado e com baixa significância. O índice de quantum das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil apresentou também baixa significância, razão pela qual descartamos essa estimativa e incluímos como variável dependente na equação 27 o índice de quantum das exportações brasileiras defasado de um período (tabela 23):

Tabela 23

Estimação da equação 27, com a inclusão do índice de quantum das exportações do Brasil defasado de um período

Dependent Variable: LOG(IQXSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/01/08 Time: 15:58
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 33 weight matrices, 34 total coef iterations
Instrument list: IQXSA(-2) IQMESA(-1) IQMESA(-2) PXTDSA(-1) PXTDSA(-2) YESA YESA(-1) YESA(-2) VXSA VXSA(-1) VXSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.070269	0.222167	-0.316289	0.7529
LOG(PXTDSA)	-0.074354	0.042032	-1.768992	0.0820
LOG(IQMESA)	0.117463	0.049233	2.385878	0.0202
LOG(IQXSA(-1))	0.967560	0.028835	33.55475	0.0000

R-squared	0.970904	Mean dependent var	4.920873
Adjusted R-squared	0.969449	S.D. dependent var	0.379074
S.E. of regression	0.066257	Sum squared resid	0.263402
Durbin-Watson stat	2.111283	J-statistic	0.164467

O índice de quantum das importações do resto do mundo apresentou o sinal esperado pela teoria com boa significância. O preço relativo também apresentou o sinal esperado, só que seu p-valor não está dentro do nível de significância estabelecido, que é de 5%. Ao se modificar a opção de Kernel para quadrática e a opção de Newey-West de fixo para variável, todas as estimativas passaram a ter os sinais teoricamente esperados e com boa significância, como pode ser visto na tabela abaixo:

Tabela 24

Estimação da equação 27, com a inclusão do índice de quantum das exportações do Brasil defasado de um período, com modificações na opção de Kernel e de Newey-West

Dependent Variable: LOG(IQXSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/03/08 Time: 11:42
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Quadratic, Bandwidth: Variable Newey-West (4), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 53 weight matrices, 54 total coef iterations
Instrument list: IQXSA(-2) IQMESA(-2) IQMESA(-2) PXTDSA(-1) PXTDSA(-2) YESA YESA(-1) YESA(-2) VXSA VXSA(-1) VXSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.163299	0.151935	-1.074791	0.2868
LOG(PXTDSA)	-0.107110	0.019871	-5.390370	0.0000
LOG(IQMESA)	0.242959	0.059752	4.066097	0.0001
LOG(IQXSA(-1))	0.890758	0.029619	30.07405	0.0000

R-squared	0.969214	Mean dependent var	4.920873
Adjusted R-squared	0.967674	S.D. dependent var	0.379074
S.E. of regression	0.068155	Sum squared resid	0.278706
Durbin-Watson stat	1.819585	J-statistic	0.129057

II.2. Oferta brasileira de exportações

De acordo com o modelo, a oferta brasileira de exportações é representada pela equação (18), que reproduzimos por conveniência:

$$\ln X_i^s = b_1 + b_2 \ln \frac{PX_i(1+S_i)e}{P_i} + b_3 \ln Y_i + u_{2i} \qquad (18).$$

Para representar a quantidade ofertada de exportações, foi considerado o índice de quantum das exportações agregadas do Brasil (IQXSA). A partir dos índices de preços das exportações agregadas, da taxa de câmbio e dos preços internos do Brasil (os subsídios internos não foram considerados), construiu-se uma série de índices de preços relativos conforme a equação (18), representada por PXTSSA. A renda interna utilizada (Y_i) como variável de escala foi a série do PIB – preços de mercado – índice encadeado (média 1995 = 100), obtido junto ao SCN/IBGE, representada por YSA.

Vale ressaltar que, conforme mencionado anteriormente, por não haver dados referentes aos preços internos no período de 1991 (IPCA – comercializáveis), a amostra dessa regressão foi reduzida do primeiro trimestre de 1991 ao segundo trimestre de 2007 para o primeiro trimestre de 1992 ao segundo trimestre de 2007 (1992:1 a 2007:2). Os dados utilizados para se estimar a equação 18 estão na tabela 10.

Os instrumentos convenientemente escolhidos para se rodar a regressão em GMM foram o valor das exportações do Brasil corrente (VXSA), defasado de um período (VXSA(-1)) e dois períodos (VXSA(-2)), o índice de preços relativos para a oferta defasado de um (PXTSSA(-1)) e dois períodos (PXTSSA(-2)) e o índice de quantum das exportações agregadas do Brasil defasado de dois e três períodos (IQXSA(-2) e IQXSA(-3)).

A partir dos instrumentos e dos dados da tabela 10, passamos a rodar as regressões. A tabela 25 nos mostra o valor da primeira delas. Note-se que as estimativas foram boas, mas optamos por tentar melhorar o poder explicativo do modelo. Por isso, procedemos à inclusão de variáveis defasadas em um período como regressores, iniciando pelo próprio preço relativo. Essa estimativa está presente na tabela 26.

Tabela 10

Dados para estimar a oferta brasileira de exportações (equação 18)

	Índice de quantum das exportações agregadas do Brasil	Índice de preços das exportações agregadas do Brasil (US$)	Taxa de câmbio (R$ / US$)	Índice de preços do Brasil (R$)	Índice de preços relativos (II)*(III)/(IV) - 2000 = 100	Renda do país - 1995 = 100
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
I/1991	72,700	89,933	0,0000779			83,450
II/1991	81,867	89,500	0,0000996			87,710
III/1991	70,033	88,967	0,0001367			90,980
IV/1991	73,233	87,267	0,0002763			86,960
I/1992	75,133	87,400	0,0005443	0,03497	87,905	80,820
II/1992	82,800	86,467	0,0009667	0,06434	83,958	85,850
III/1992	92,400	85,833	0,0017300	0,11785	81,431	90,160
IV/1992	98,333	84,333	0,0033227	0,23472	77,154	90,640
I/1993	99,367	77,700	0,0065935	0,47700	69,411	84,660
II/1993	98,500	77,867	0,0138029	0,99866	69,553	89,660
III/1993	107,933	80,533	0,0311147	2,26689	71,437	94,700
IV/1993	100,500	81,900	0,0771375	5,63860	72,409	94,660
I/1994	89,333	83,333	0,2072400	15,13770	73,730	87,630
II/1994	111,400	84,467	0,6042024	45,03056	73,244	91,630
III/1994	114,733	88,967	0,8948667	70,90368	72,565	99,900
IV/1994	99,233	95,167	0,8439667	74,57417	69,604	103,920
I/1995	83,700	97,500	0,8571000	76,30066	70,782	96,480
II/1995	98,933	99,333	0,9043000	79,00230	73,482	99,760
III/1995	105,433	101,267	0,9392000	81,72211	75,214	101,690
IV/1995	101,667	101,733	0,9628000	83,47436	75,833	102,070
I/1996	86,233	99,967	0,9796333	83,91886	75,417	95,639
II/1996	104,733	100,900	0,9948000	84,56683	76,708	100,820
III/1996	108,400	100,133	1,0124000	85,60264	76,534	107,774
IV/1996	100,633	98,967	1,0301333	85,73848	76,846	104,369
I/1997	89,833	99,500	1,0488333	86,39121	78,068	99,182
II/1997	116,100	102,000	1,0671333	86,61312	81,217	105,816
III/1997	123,400	101,233	1,0866000	86,65300	82,039	109,471
IV/1997	111,467	100,033	1,1062000	86,98791	82,211	107,925
I/1998	100,567	99,033	1,1261000	87,89232	82,001	99,976
II/1998	124,300	94,700	1,1471667	88,50888	79,324	107,359
III/1998	122,800	91,867	1,1705667	88,41624	78,602	109,389
IV/1998	108,467	89,933	1,1950333	88,22436	78,727	105,820
I/1999	98,233	85,633	1,7700000	90,34266	108,427	100,550
II/1999	128,433	80,700	1,7135333	92,99096	96,103	106,534
III/1999	131,467	79,900	1,8589333	93,71455	102,427	108,338
IV/1999	133,100	81,400	1,9132667	97,24625	103,500	108,195
I/2000	120,767	83,633	1,7728667	98,56898	97,214	105,274
II/2000	140,533	84,133	1,8006667	98,60087	99,296	110,670
III/2000	148,333	86,167	1,8146000	101,14298	99,907	112,916
IV/2000	135,867	84,467	1,9295000	101,68502	103,582	112,999
I/2001	135,600	85,100	2,0143333	102,21101	108,387	108,789
II/2001	154,767	81,867	2,2877000	103,54170	116,897	113,164
III/2001	159,333	81,167	2,5486333	105,18222	127,103	113,434
IV/2001	148,000	78,300	2,5478667	107,94944	119,435	112,274
I/2002	130,033	76,667	2,3805667	110,13206	107,099	108,883
II/2002	140,600	78,567	2,5041333	110,73871	114,818	115,375
III/2002	197,433	78,400	3,1281000	113,08777	140,150	117,658
IV/2002	181,233	77,867	3,6686000	121,26413	152,241	117,643
I/2003	156,633	80,500	3,4912333	128,81474	141,001	111,692
II/2003	186,400	80,767	2,9850667	132,83880	117,294	116,424
III/2003	203,267	81,667	2,9342333	133,87530	115,678	118,141
IV/2003	204,700	83,167	2,8994000	135,68548	114,852	118,571
I/2004	190,100	85,900	2,8950667	137,35121	117,012	117,719
II/2004	220,933	90,633	3,0443667	139,77721	127,574	125,458
III/2004	245,700	92,267	2,9761333	142,11906	124,870	124,338
IV/2004	238,600	92,333	2,7849000	143,97925	115,420	123,866
I/2005	215,367	95,300	2,6643667	145,66455	112,654	121,522
II/2005	243,600	100,767	2,4810333	147,92577	109,224	129,115
III/2005	268,467	103,433	2,3420333	147,66276	106,022	128,134
IV/2005	251,167	105,633	2,2501333	148,47047	103,462	128,136
I/2006	229,233	107,667	2,1951333	149,33269	102,282	126,377
II/2006	235,800	112,233	2,1844333	149,00332	106,335	131,069
III/2006	284,267	117,700	2,1705000	148,56590	111,130	133,773
IV/2006	261,833	118,000	2,1512333	150,06572	109,320	134,723
I/2007	242,400	117,767	2,1070333	151,07247	106,150	132,092
II/2007	269,500	122,267	1,9810333	152,37464	102,731	138,350

Fontes: (I) Funcex.
(II) Funcex.
(III) BACEN - cotação de compra.
(IV) BACEN - IPCA - comercializáveis
(V) Elaboração própria.
(VI) IBGE/SCN.

Tabela 25

Estimação da equação 18

Dependent Variable: LOG(IQXSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 05/31/08 Time: 20:46
Sample(adjusted): 1992:3 2007:2
Included observations: 60 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), No prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 20 weight matrices, 21 total coef iterations
Instrument list: IQXSA(-2) IQXSA(-3) PXTSSA(-1) PXTSSA(-2) VXSA VXSA(-1) VXSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-13.13814	0.887131	-14.80970	0.0000
LOG(PXTSSA)	0.365014	0.103748	3.518262	0.0009
LOG(YSA)	3.484800	0.231923	15.02569	0.0000

R-squared	0.712534	Mean dependent var	4.960846
Adjusted R-squared	0.702447	S.D. dependent var	0.356262
S.E. of regression	0.194335	Sum squared resid	2.152677
Durbin-Watson stat	0.148002	J-statistic	0.108804

Tabela 26

Estimação da equação 18, com a inclusão do índice de preços relativos defasado de um período

Dependent Variable: LOG(IQXSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 05/31/08 Time: 20:49
Sample(adjusted): 1992:3 2007:2
Included observations: 60 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), No prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 9 weight matrices, 10 total coef iterations
Instrument list: IQXSA(-2) IQXSA(-3) PXTSSA(-1) PXTSSA(-2) VXSA VXSA(-1) VXSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.76901	1.359981	-9.389111	0.0000
LOG(PXTSSA)	2.249980	2.140832	1.050984	0.2978
LOG(YSA)	3.348384	0.328865	10.18164	0.0000
LOG(PXTSSA(-1))	-1.823567	1.993828	-0.914606	0.3643

R-squared	0.515909	Mean dependent var	4.960846
Adjusted R-squared	0.489976	S.D. dependent var	0.356262
S.E. of regression	0.254428	Sum squared resid	3.625087
Durbin-Watson stat	0.767909	J-statistic	0.060003

Note-se que a estimativa contida na tabela acima não apresenta estatísticas-t como esperaríamos. Por isso, excluímos o preço relativo defasado de um período e incluímos a variável de escala defasada de um período no rol de regressores. O resultado está na tabela 27.

Tabela 27

Estimação da equação 18, com a inclusão da variável de escala defasada em um período

Dependent Variable: LOG(IQXSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 05/31/08 Time: 20:50
Sample(adjusted): 1992:3 2007:2
Included observations: 60 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), No prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 14 weight matrices, 15 total coef iterations
Instrument list: IQXSA(-2) IQXSA(-3) PXTSSA(-1) PXTSSA(-2) VXSA VXSA(-1) VXSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.05655	1.069244	-9.405288	0.0000
LOG(PXTSSA)	0.173084	0.115382	1.500100	0.1392
LOG(YSA)	12.37345	2.792311	4.431259	0.0000
LOG(YSA(-1))	-9.360347	2.832444	-3.304690	0.0017

R-squared	0.768178	Mean dependent var	4.960846
Adjusted R-squared	0.755759	S.D. dependent var	0.356262
S.E. of regression	0.176068	Sum squared resid	1.735988
Durbin-Watson stat	1.300934	J-statistic	0.042495

Ainda com essa inclusão, o índice de preço relativo não se mostrou significante. Excluímos, então, a variável de escala defasada em um período e a substituímos pelo índice de quantum das exportações brasileiras, também defasado de um período, dentre os regressores e obtivemos as estimativas definitivas para a equação (18) (tabela 28).

Tabela 28

Estimação da equação 18, com a inclusão do índice de quantum das exportações brasileiras defasado de um período

Dependent Variable: LOG(IQXSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 05/31/08 Time: 20:51
Sample(adjusted): 1992:3 2007:2
Included observations: 60 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), No prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 44 weight matrices, 45 total coef iterations
Instrument list: IQXSA(-2) IQXSA(-3) PXTSSA(-1) PXTSSA(-2) VXSA VXSA(-1) VXSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.483687	1.807712	-3.033496	0.0037
LOG(PXTSSA)	0.581184	0.117093	4.963419	0.0000
LOG(YSA)	1.243798	0.556878	2.233520	0.0295
LOG(IQXSA(-1))	0.401931	0.140506	2.860596	0.0059

R-squared	0.906815	Mean dependent var	4.960846
Adjusted R-squared	0.901823	S.D. dependent var	0.356262
S.E. of regression	0.111629	Sum squared resid	0.697813
Durbin-Watson stat	0.490987	J-statistic	0.097465

II.3. Demanda brasileira de importações

A demanda brasileira de importações é representada pela equação (19'):

$$\ln I_i^d = c_1 + c_2 \ln \frac{PX^*(1+T_i)e}{P_i} + c_3 \ln Y_i + u_{3i} \qquad (19').$$

Para representar a quantidade demandada de importações no Brasil, foi considerado o índice de quantum das importações agregadas (IQMSA). A partir do índice de preços das importações do Brasil (idêntico a PX^*), das tarifas internas de importação, da taxa de câmbio e do índice de preços do Brasil, construiu-se uma série de índices de preços relativos, conforme a equação, representada abaixo por PMTDSA. A renda interna utilizada (Y_i) para indicar o deslocamento da curva de demanda foi a série do PIB – preços de mercado – índice encadeado (média 1995 = 100), obtido junto ao SCN/IBGE, representada por YSA.

Como na estimativa da equação anterior (oferta brasileira de exportações), por não haver dados referentes aos preços internos no período de 1991 (IPCA – comercializáveis), o período dessa regressão foi reduzido do primeiro trimestre de 1991 ao segundo trimestre de 2007 para o segundo trimestre de 1992 ao segundo trimestre de 2007 (1992:1 a 2007:2).

Os dados utilizados para se estimar a equação 19' foram os da tabela 12 abaixo.

Os instrumentos utilizados foram: índice de quantum de importações brasileiras defasado de dois períodos (IQMSA(-2)), preço relativo defasado de um e dois períodos (PMTDSA(-1) e PMTDSA(-2)), renda interna defasada de um e dois períodos (YSA(-1) e YSA(-2)) e valor das importações brasileiras corrente e defasado de um e dois períodos (VMSA, VMSA(-1) e VMSA(-2)).

Inicialmente, a equação estimada foi exatamente a representada pela equação (19'). Os resultados estão na tabela 29. Essa estimativa apresentou as estatísticas R^2 e R^2-ajustado bastante baixas. Além disso, a estimativa do índice de preço relativo é pouco significante, apesar de apresentar o sinal esperado. Por esse motivo, como realizado anteriormente neste anexo, procedemos à inclusão de variáveis dependentes e independentes de forma defasada em um período para tentar achar uma especificação melhor para o modelo.

Tabela 12

Dados para estimar a demanda brasileira de importações (equação 19')

	Índice de quantum das importações agregadas do Brasil (I)	Índice de preços das exportações agregadas dos principais parceiros comerciais do Brasil (US$) (II)	1+tributo às importações (medida de proteção) (III)	Taxa de câmbio (R$ / US$) (IV)	Índice de preços do Brasil (R$) (V)	Índice de preços relativos (II) * (III) * (IV) / (V) - 2000 = 100 (VI)	Renda do país - 1995 = 100 (VII)
I/1991	25,967	124,233	1,078	0,0000779			83,450
II/1991	32,567	115,100	1,069	0,0000996			87,710
III/1991	38,233	109,500	1,077	0,0001367			90,980
IV/1991	39,500	114,467	1,078	0,0002763			86,960
I/1992	31,200	111,300	1,099	0,0005443	0,03497	106,110	80,820
II/1992	32,167	110,000	1,076	0,0009667	0,06434	99,131	85,850
III/1992	35,567	109,900	1,077	0,0017300	0,11785	96,871	90,160
IV/1992	41,333	108,233	1,063	0,0033227	0,23472	90,739	90,640
I/1993	37,267	104,633	1,071	0,0065935	0,47700	86,285	84,660
II/1993	43,567	102,867	1,071	0,0138029	0,99866	84,830	89,660
III/1993	56,033	97,333	1,068	0,0311147	2,26689	79,548	94,700
IV/1993	51,667	96,833	1,076	0,0771375	5,63860	79,429	94,660
I/1994	47,767	94,967	1,077	0,2072400	15,13770	78,023	87,630
II/1994	56,333	96,867	1,081	0,6042024	45,03056	78,313	91,630
III/1994	59,600	99,933	1,094	0,8948667	70,90368	76,928	99,900
IV/1994	91,267	97,333	1,069	0,8439667	74,57417	65,645	103,920
I/1995	93,100	96,867	1,093	0,8571000	76,30066	66,298	96,480
II/1995	102,067	100,367	1,134	0,9043000	79,00230	72,605	99,760
III/1995	91,100	100,000	1,104	0,9392000	81,72211	70,698	101,690
IV/1995	90,300	100,833	1,095	0,9628000	83,47436	70,955	102,070
I/1996	79,000	101,833	1,080	0,9796333	83,91886	71,558	95,639
II/1996	92,233	101,300	1,081	0,9948000	84,56683	71,772	100,820
III/1996	107,567	98,867	1,078	1,0124000	85,60264	70,258	107,774
IV/1996	121,233	98,000	1,076	1,0301333	85,73848	70,613	104,369
I/1997	89,367	96,900	1,089	1,0488333	86,39121	71,405	99,182
II/1997	121,533	95,167	1,075	1,0671333	86,61312	70,227	105,816
III/1997	133,233	93,200	1,075	1,0866000	86,65300	70,018	109,471
IV/1997	128,700	94,333	1,082	1,1062000	86,98791	72,358	107,925
I/1998	111,967	92,000	1,096	1,1261000	87,89232	71,964	99,976
II/1998	117,500	89,667	1,100	1,1471667	88,50888	71,263	107,359
III/1998	130,000	88,067	1,098	1,1705667	88,41624	71,363	109,389
IV/1998	121,967	89,900	1,096	1,1950333	88,22436	74,392	105,820
I/1999	89,767	90,867	1,087	1,7700000	90,34266	107,830	100,550
II/1999	101,633	90,000	1,090	1,7135333	92,99096	100,704	106,534
III/1999	106,333	89,733	1,090	1,8589333	93,71455	108,087	108,338
IV/1999	110,600	90,867	1,087	1,9132667	97,24625	108,305	108,195
I/2000	99,333	91,067	1,082	1,7728667	98,56898	98,798	105,274
II/2000	110,700	90,100	1,082	1,8006667	98,60087	99,249	110,670
III/2000	127,833	90,033	1,082	1,8146000	101,14298	97,397	112,916
IV/2000	123,900	91,100	1,085	1,9295000	101,68502	104,557	112,999
I/2001	121,433	89,433	1,074	2,0143333	102,21101	105,522	108,789
II/2001	123,767	88,133	1,073	2,2877000	103,54170	116,432	113,164
III/2001	121,000	87,633	1,068	2,5486333	105,18222	126,364	113,434
IV/2001	109,267	85,400	1,065	2,5478667	107,94944	119,596	112,274
I/2002	99,267	82,033	1,062	2,3805667	110,13206	104,982	108,883
II/2002	104,633	83,067	1,060	2,5041333	110,73871	110,909	115,375
III/2002	114,833	86,367	1,055	3,1281000	113,08777	140,439	117,658
IV/2002	98,933	87,767	1,056	3,6686000	121,26413	156,191	117,643
I/2003	92,700	90,867	1,055	3,4912333	128,81474	144,830	111,692
II/2003	95,433	89,267	1,056	2,9850667	132,83880	118,006	116,424
III/2003	103,733	89,567	1,056	2,9342333	133,87530	115,559	118,141
IV/2003	110,200	90,300	1,053	2,8994000	135,68548	113,214	118,571
I/2004	106,633	93,867	1,050	2,8950667	137,35121	115,736	117,719
II/2004	114,900	97,900	1,050	3,0443667	139,77721	124,727	125,458
III/2004	126,633	100,300	1,051	2,9761333	142,11906	122,974	124,338
IV/2004	126,767	104,433	1,050	2,7849000	143,97925	118,252	123,866
I/2005	115,600	104,867	1,051	2,6643667	145,66455	112,346	121,522
II/2005	122,167	109,967	1,050	2,4810333	147,92577	107,896	129,115
III/2005	134,600	111,800	1,051	2,3420333	147,66276	103,810	128,134
IV/2005	128,267	114,067	1,053	2,2501333	148,47047	101,411	128,136
I/2006	131,867	114,467	1,052	2,1951333	149,33269	98,602	126,377
II/2006	134,867	119,000	1,049	2,1844333	149,00332	102,014	131,069
III/2006	158,267	119,733	1,050	2,1705000	148,56590	102,401	133,773
IV/2006	156,267	118,400	1,051	2,1512333	150,06572	99,395	134,723
I/2007	162,100	117,100	1,051	2,1070333	151,07247	95,701	132,092
II/2007	165,533	124,100	1,052	1,9810333	152,37464	94,588	138,350

Fontes: (I) Funcex.
(II) Índice de preços das importações agregadas do Brasil - Funcex.
(III) Elaboração própria.
(IV) BACEN - cotação de compra.
(V) BACEN - IPCA - comercializáveis
(VI) Elaboração própria.
(VII) IBGE/SCN.

Tabela 29

Estimação da equação 19'

Dependent Variable: LOG(IQMSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/02/08 Time: 14:31
Sample(adjusted): 1992:3 2007:2
Included observations: 60 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 10 weight matrices, 11 total coef iterations
Instrument list: IQMSA(-2) PMTDSA(-1) PMTDSA(-2) YSA(-1) YSA(-2) VMSA VMSA(-1) VMSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.493940	2.479885	-1.005668	0.3188
LOG(PMTDSA)	-0.312015	0.260910	-1.195871	0.2367
LOG(YSA)	1.828027	0.591922	3.088293	0.0031

R-squared	0.599883	Mean dependent var	4.601238
Adjusted R-squared	0.585844	S.D. dependent var	0.357956
S.E. of regression	0.230363	Sum squared resid	3.024819
Durbin-Watson stat	0.118286	J-statistic	0.021886

A primeira dessas variáveis incluídas no modelo foi o índice de preço relativo defasado em um período, representado na tabela 30.

Tabela 30

Estimação da equação 19', com inclusão do índice de preços relativos defasado em um período

Dependent Variable: LOG(IQMSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/02/08 Time: 14:32
Sample(adjusted): 1992:3 2007:2
Included observations: 60 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 18 weight matrices, 19 total coef iterations
Instrument list: IQMSA(-2) PMTDSA(-1) PMTDSA(-2) YSA(-1) YSA(-2) VMSA VMSA(-1) VMSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.905782	1.775407	-1.636685	0.1073
LOG(PMTDSA)	0.941704	1.020429	0.922852	0.3600
LOG(YSA)	2.064415	0.363167	5.684481	0.0000
LOG(PMTDSA(-1))	-1.406017	0.998259	-1.408469	0.1645

R-squared	0.625815	Mean dependent var	4.601238
Adjusted R-squared	0.605769	S.D. dependent var	0.357956
S.E. of regression	0.224753	Sum squared resid	2.828777
Durbin-Watson stat	0.536867	J-statistic	0.065414

A inclusão dessa nova variável não foi significante e ainda reduziu a significância dessa mesma variável com valores correntes. Por esse motivo, procedemos à sua substituição pela variável de escala defasada em um período, representada na tabela 31.

Tabela 31

Estimação da equação 19', com inclusão da variável de escala defasada em um período

Dependent Variable: LOG(IQMSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/02/08 Time: 14:32
Sample(adjusted): 1992:3 2007:2
Included observations: 60 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 30 weight matrices, 31 total coef iterations
Instrument list: IQMSA(-2) PMTDSA(-1) PMTDSA(-2) YSA(-1) YSA(-2) VMSA VMSA(-1) VMSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.13305	1.711069	-5.922060	0.0000
LOG(PMTDSA)	-0.881384	0.225817	-3.903093	0.0003
LOG(YSA)	-10.45449	6.785283	-1.540760	0.1290
LOG(YSA(-1))	14.47336	6.683978	2.165382	0.0346

R-squared	0.630558	Mean dependent var	4.601238
Adjusted R-squared	0.610766	S.D. dependent var	0.357956
S.E. of regression	0.223324	Sum squared resid	2.792923
Durbin-Watson stat	1.063767	J-statistic	0.086659

A variável incluída apresentou uma boa estatística-t, mas a sua par em valores correntes ficou com pouca significância. Por essa razão, substituímos a variável de escala defasada de um período pelo índice de quantum de importações brasileiras, também defasado em um período. Os resultados estão na tabela 32:

Tabela 32

Estimação da equação 19', com inclusão do índice de quantum de importações brasileiras defasado em um período

Dependent Variable: LOG(IQMSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 02/27/08 Time: 08:38
Sample (adjusted): 1992Q3 2007Q2
Included observations: 60 after adjustments
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 28 weight matrices, 29 total coef iterations
Instrument list: IQMSA(-2) PMTDSA(-1) PMTDSA(-2) YSA(-1) YSA(-2) VMSA VMSA(-1) VMSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.415384	0.284468	-4.975551	0.0000
LOG(PMTDSA)	-0.103296	0.035709	-2.892762	0.0054
LOG(YSA)	0.585777	0.103042	5.684843	0.0000
LOG(IQMSA(-1))	0.812753	0.032188	25.25031	0.0000

R-squared	0.955461	Mean dependent var	4.601238
Adjusted R-squared	0.953075	S.D. dependent var	0.357956
S.E. of regression	0.077541	Sum squared resid	0.336705
Durbin-Watson stat	1.999091	J-statistic	0.123336

Essa estimativa apresentou todos os sinais esperados pela teoria e com bons níveis de significâncias dos regressores, além de apresentar estatísticas de R^2 e de R^2-ajustado bastante significativas.

II.4. Oferta estrangeira de exportações

A equação (20) representa a oferta estrangeira de exportações e é repetida aqui por conveniência:

$$\ln I_i^s = d_1 + d_2 \ln \frac{PX^*(1+S^*)}{P^*} + d_3 \ln Y^* + u_{4i} \qquad (20).$$

A quantidade estrangeira de oferta de exportações, também entendida como a quantidade ofertada de importações brasileiras, é representada pelo índice de quantum das importações agregadas do Brasil (IQMSA). O índice de preços das exportações brasileiras e o índice de preços dos principais parceiros comerciais do Brasil foram divididos e obteve-se, assim, o preço relativo (PMTSA). A renda estrangeira utilizada (YESA) foi construída por meio da ponderação da participação do PIB dos principais países na pauta de importação do Brasil, como forma de inserir na equação uma variável de escala relacionada à oferta desses países, conforme descrito no Capítulo 3.

Os dados para se estimar a equação (20) encontram-se na tabela 14.

Os instrumentos convenientemente escolhidos foram a renda estrangeira defasada de dois períodos (YESA(-2)), a renda interna corrente e defasada de um e dois períodos (YSA, YSA(-1) e YSA(-2)) e o valor das importações corrente (VMSA) e defasado de um e dois períodos (VMSA(-1) e VMSA(-2)).

As estimativas da equação (20), estão na tabela 33.

Tabela 14

Dados para estimar a oferta estrangeira de importações (equação (20)

	Índice de quantum das importações agregadas do Brasil	Índice de preços das exportações agregadas dos principais parceiros comerciais do Brasil (US$)	Índice de preços do resto do mundo (US$) - 2000 = 100	Índice de preços relativos (II) / (III) - 2000 = 100	Índice de renda do resto do mundo (1993 = 100)
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
I/1991	25,967	124,233	102,180	133,538	74,993
II/1991	32,567	115,100	100,841	125,363	77,250
III/1991	38,233	109,500	100,821	119,287	78,050
IV/1991	39,500	114,467	100,922	124,573	79,379
I/1992	31,200	111,300	100,041	122,193	78,272
II/1992	32,167	110,000	100,212	120,560	80,465
III/1992	35,567	109,900	100,442	120,174	80,915
IV/1992	41,333	108,233	100,518	118,263	81,360
I/1993	37,267	104,633	100,000	114,921	79,829
II/1993	43,567	102,867	100,112	112,855	81,933
III/1993	56,033	97,333	99,344	107,609	82,620
IV/1993	51,667	96,833	99,090	107,332	83,615
I/1994	47,767	94,967	99,117	105,233	82,468
II/1994	56,333	96,867	100,043	106,345	84,911
III/1994	59,600	99,933	101,272	108,381	85,484
IV/1994	91,267	97,333	102,339	104,461	86,690
I/1995	93,100	96,867	103,981	102,318	85,099
II/1995	102,067	100,367	104,806	105,180	86,446
III/1995	91,100	100,000	105,037	104,566	86,773
IV/1995	90,300	100,833	105,252	105,221	87,643
I/1996	79,000	101,833	106,361	105,157	86,530
II/1996	92,233	101,300	105,947	105,015	89,228
III/1996	107,567	98,867	105,197	103,223	90,070
IV/1996	121,233	98,000	105,791	101,744	91,480
I/1997	89,367	96,900	106,881	99,576	90,187
II/1997	121,533	95,167	105,663	98,922	93,082
III/1997	133,233	93,200	105,296	97,216	94,016
IV/1997	128,700	94,333	105,332	98,364	95,020
I/1998	111,967	92,000	103,602	97,532	92,781
II/1998	117,500	89,667	101,993	96,559	95,161
III/1998	130,000	88,067	100,415	96,326	95,355
IV/1998	121,967	89,900	98,209	100,540	95,859
I/1999	89,767	90,867	97,707	102,143	94,267
II/1999	101,633	90,000	98,798	100,051	96,690
III/1999	106,333	89,733	100,376	98,187	97,290
IV/1999	110,600	90,867	102,329	97,530	99,288
I/2000	99,333	91,067	104,187	96,001	97,908
II/2000	110,700	90,100	97,257	101,750	100,456
III/2000	127,833	90,033	98,359	100,535	100,382
IV/2000	123,900	91,100	98,371	101,714	101,406
I/2001	121,433	89,433	98,426	99,797	99,484
II/2001	123,767	88,133	97,471	99,311	101,518
III/2001	121,000	87,633	96,072	100,185	100,264
IV/2001	109,267	85,400	92,909	100,955	99,973
I/2002	99,267	82,033	93,839	96,015	97,336
II/2002	104,633	83,067	94,331	96,717	100,046
III/2002	114,833	86,367	93,939	100,979	100,271
IV/2002	98,933	87,767	93,684	102,895	101,150
I/2003	92,700	90,867	95,395	104,618	99,324
II/2003	95,433	89,267	93,742	104,589	102,126
III/2003	103,733	89,567	93,949	104,709	103,413
IV/2003	110,200	90,300	93,583	105,979	105,186
I/2004	106,633	93,867	95,495	107,960	103,806
II/2004	114,900	97,900	97,919	109,811	106,514
III/2004	126,633	100,300	98,105	112,290	107,301
IV/2004	126,767	104,433	98,898	115,980	109,023
I/2005	115,600	104,867	99,496	115,762	107,097
II/2005	122,167	109,967	101,515	118,977	110,582
III/2005	134,600	111,800	104,400	117,617	111,533
IV/2005	128,267	114,067	104,998	119,319	113,286
I/2006	131,867	114,467	106,488	118,062	111,602
II/2006	134,867	119,000	108,169	120,830	115,044
III/2006	158,267	119,733	109,247	120,375	115,898
IV/2006	156,267	118,400	107,273	121,225	118,064
I/2007	162,100	117,100	108,436	118,608	115,559
II/2007	165,533	124,100	111,349	122,410	119,290

Fontes: (I) Funcex.
(II) Índice de preços das importações agregadas do Brasil - Funcex.
(III) Elaboração própria.
(IV) Elaboração própria.
(V) Elaboração própria.

Tabela 33

Estimação da equação 20

Dependent Variable: LOG(IQMSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/03/08 Time: 10:16
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 15 weight matrices, 16 total coef iterations
Instrument list: VMSA VMSA(-1) VMSA(-2) YESA(-2) YSA YSA(-1) YSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.226993	13.79715	-0.233888	0.8159
LOG(PMTSSA)	-1.804310	3.284441	-0.549351	0.5848
LOG(YESA)	3.546037	0.644191	5.504634	0.0000

R-squared	0.864077	Mean dependent var	4.536112
Adjusted R-squared	0.859620	S.D. dependent var	0.429820
S.E. of regression	0.161042	Sum squared resid	1.582000
Durbin-Watson stat	0.251783	J-statistic	0.032261

Como nas estimativas anteriores, diante dos resultados obtidos, com o sinal do índice de preços fora do previsto e com baixa significância, procedemos à inclusão de variáveis dependentes e independentes defasadas em um período como regressores. A primeira delas foi a variável de escala. Os resultados estão na tabela 34.

Tabela 34

Estimação da equação 20, com inclusão da variável de escala defasada em um período

Dependent Variable: LOG(IQMSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/03/08 Time: 10:17
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 10 weight matrices, 11 total coef iterations
Instrument list: VMSA VMSA(-1) VMSA(-2) YESA(-2) YSA YSA(-1) YSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.670911	9.851174	0.474148	0.6371
LOG(PMTSSA)	-3.677171	2.347884	-1.566164	0.1226
LOG(YESA)	33.89706	29.90366	1.133542	0.2615
LOG(YESA(-1))	-30.19719	29.71091	-1.016367	0.3135

R-squared	0.730253	Mean dependent var	4.536112
Adjusted R-squared	0.716765	S.D. dependent var	0.429820
S.E. of regression	0.228749	Sum squared resid	3.139567
Durbin-Watson stat	0.560132	J-statistic	0.026927

Diante dos resultados ruins, excluímos a variável de escala defasada em um período e incluímos o índice de preços relativos, também defasado em um período. O resultado encontra-se na tabela 35.

Tabela 35

Estimação da equação 20, com inclusão do índice de preços relativos defasado em um período

Dependent Variable: LOG(IQMSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/03/08 Time: 10:18
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 12 weight matrices, 13 total coef iterations
Instrument list: VMSA VMSA(-1) VMSA(-2) YESA(-2) YSA YSA(-1) YSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.995497	6.016762	-1.661275	0.1019
LOG(PMTSSA)	-14.84691	7.268939	-2.042513	0.0455
LOG(YESA)	4.491552	0.667140	6.732547	0.0000
LOG(PMTSSA(-1))	13.55770	6.969485	1.945295	0.0564

R-squared	0.497526	Mean dependent var	4.536112
Adjusted R-squared	0.472403	S.D. dependent var	0.429820
S.E. of regression	0.312203	Sum squared resid	5.848251
Durbin-Watson stat	1.350493	J-statistic	0.050517

Como pode ser notado, os resultados não foram igualmente satisfatórios. Procedemos, então, à substituição do índice de preços relativo defasado em um período pelo índice de quantum de importações defasado em um período, mas os resultados também não foram muito bons:

Tabela 36

Estimação da equação 20, com inclusão do índice de quantum de importações defasado em um período

Dependent Variable: LOG(IQMSA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/03/08 Time: 10:19
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 12 weight matrices, 13 total coef iterations
Instrument list: VMSA VMSA(-1) VMSA(-2) YESA(-2) YSA YSA(-1) YSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.501855	1.185769	-2.109900	0.0390
LOG(PMTSSA)	0.124631	0.343567	0.362755	0.7181
LOG(YESA)	0.566896	0.276327	2.051544	0.0446
LOG(IQMSA(-1))	0.851672	0.074348	11.45517	0.0000

R-squared	0.951880	Mean dependent var	4.536112
Adjusted R-squared	0.949474	S.D. dependent var	0.429820
S.E. of regression	0.096614	Sum squared resid	0.560062
Durbin-Watson stat	1.401535	J-statistic	0.082138

Pudemos supor, então, que a quantidade ofertada de exportações (IQXSA) não depende do preço relativo (PXTSSA) e da renda interna (YESA) (como variável de escala), mas é a fração dessa quantidade ofertada em relação à renda interna

(IQXSA/YESA) que depende do preço relativo (PXTSSA). Na prática, essa abordagem equivale a dizer que o coeficiente da variável de escala é igual a 1. Assim, a equação (20) tomou, então, a seguinte forma:

$$\ln[{I_i^s}/{Y^*}] = d_1 + d_2 \ln \frac{PX_i(1+T^*)(1+S^*)}{P^*} + u_{4i} \qquad (28).$$

Por essa abordagem obtivemos os seguintes resultados:

Tabela 37

Estimação da equação 28

Dependent Variable: LOG(IQMSA/YESA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/03/08 Time: 10:20
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 8 weight matrices, 9 total coef iterations
Instrument list: VMSA VMSA(-1) VMSA(-2) YESA(-2) YSA YSA(-1) YSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-101.8897	438.6176	-0.232297	0.8171
LOG(PMTSSA)	21.80122	93.83095	0.232346	0.8170

R-squared	-29.963477	Mean dependent var	-0.024911
Adjusted R-squared	-30.462888	S.D. dependent var	0.337618
S.E. of regression	1.893760	Sum squared resid	222.3524
Durbin-Watson stat	0.058990	J-statistic	0.000506

Como os resultados não foram satisfatórios, como nas tentativas anteriores, procedemos à inclusão de variáveis defasadas em um período, a começar pelo próprio índice de preços relativos. Os resultados estão na tabela 38.

Tabela 38

Estimação da equação 28, com inclusão do índice de preços relativos defasado em um período

Dependent Variable: LOG(IQMSA/YESA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/03/08 Time: 10:21
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 19 weight matrices, 20 total coef iterations
Instrument list: VMSA VMSA(-1) VMSA(-2) YESA(-2) YSA YSA(-1) YSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.464869	9.367249	0.796912	0.4286
LOG(PMTSSA)	13.44028	6.545731	2.053289	0.0443
LOG(PMTSSA(-1))	-15.04640	7.304043	-2.060010	0.0437

R-squared	-0.115614	Mean dependent var	-0.024911
Adjusted R-squared	-0.152191	S.D. dependent var	0.337618
S.E. of regression	0.362400	Sum squared resid	8.011354
Durbin-Watson stat	1.212884	J-statistic	0.059418

A soma de ambas as estimativas para o preço relativo no lado direito da equação (corrente e defasada em um período) é negativa, o que nos levaria a uma estimativa de longo prazo para um preço de oferta com sinal negativo. Além disso, o poder explicativo do modelo e o poder explicativo do modelo ajustado são negativos. Esses fatos nos levaram a abandonar essa estimativa e a incluir a variável de escala defasada em um período como regressor. Os resultados também não foram bons, como pode ser visto na tabela 39.

Tabela 39

Estimação da equação 28, com inclusão da variável de escala defasada em um período

Dependent Variable: LOG(IQMSA/YESA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 03/03/08 Time: 10:23
Sample(adjusted): 1991:3 2007:2
Included observations: 64 after adjusting endpoints
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 12 weight matrices, 13 total coef iterations
Instrument list: VMSA VMSA(-1) VMSA(-2) YESA(-2) YSA YSA(-1) YSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.275077	15.03753	-0.284294	0.7771
LOG(PMTSSA)	-1.536795	3.610965	-0.425591	0.6719
LOG(YESA(-1))	2.504886	0.724169	3.458980	0.0010

R-squared	0.768732	Mean dependent var	-0.024911
Adjusted R-squared	0.761150	S.D. dependent var	0.337618
S.E. of regression	0.165002	Sum squared resid	1.660761
Durbin-Watson stat	0.233780	J-statistic	0.030427

Incluímos, então, a razão entre o índice de quantum de importações e a variável de escala, ambos defasados em um período, como regressor (IQXSA(-1)/YSA(-1)). Os resultados foram satisfatórios e estão na tabela 40.

Tabela 40

Estimação da equação 28, com inclusão da razão entre o índice de quantum de importações e da variável de escala, ambos defasados em um período, como regressores

Dependent Variable: LOG(IQMSA/YESA)
Method: Generalized Method of Moments
Date: 02/28/08 Time: 09:45
Sample (adjusted): 1991Q3 2007Q2
Included observations: 64 after adjustments
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (3), Prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 12 weight matrices, 13 total coef iterations
Instrument list: VMSA VMSA(-1) VMSA(-2) YESA(-2) YSA YSA(-1) YSA(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.228397	1.096282	-2.032687	0.0464
LOG(PMTSSA)	0.475792	0.234799	2.026376	0.0471
LOG(IQMSA(-1)/YESA(-1))	0.986533	0.038399	25.69191	0.0000

R-squared	0.920447	Mean dependent var	-0.024911
Adjusted R-squared	0.917838	S.D. dependent var	0.337618
S.E. of regression	0.096774	Sum squared resid	0.571282
Durbin-Watson stat	1.613922	J-statistic	0.103874

ANEXO III – Transformação de elasticidade-preço em termos de quantidade para termos de valor

Sejam as funções de exportação e importação, respectivamente:

$$X(e) = p_x(e)q_x(p_x(e))$$

$$M(e) = p_m(e)q_m(p_m(e)).$$

Com as ofertas infinitamente elásticas, portanto com os preços constantes, seja a derivada das exportações com relação ao preço das exportações:

$$\frac{\partial X}{\partial p_x} = \frac{\partial}{\partial p_x}[p_x q_x] = p_x \frac{\partial q_x}{\partial p_x} = q_x \left[\frac{p_x}{q_x} \frac{\partial q_x}{\partial p_x} \right] = q_x \varepsilon_x,$$

em que ε_x é a elasticidade-preço da demanda de exportações em termos de quantidade.

Assim, a elasticidade-preço das exportações em termos de valor é a seguinte:

$$\frac{p_x}{X} \frac{\partial X}{\partial p_x} = \frac{p_x}{X}(q_x \varepsilon_x) = \frac{1}{q_x}(q_x \varepsilon_x) = \varepsilon_x,$$

ou seja, nas condições analisadas, as elasticidades-preço das exportações em termos de quantidade e em termos de valor são iguais.

Já para o caso das importações, também com oferta infinitamente elástica, teríamos:

$$\frac{\partial M}{\partial p_m} = \frac{\partial}{\partial p_m}[p_m q_m] = p_m \frac{\partial q_m}{\partial p_m} = q_m \left[\frac{p_m}{q_m} \frac{\partial q_m}{\partial p_m} \right] = q_m \varepsilon_m,$$

em que ε_m é a elasticidade-preço da demanda de importações em termos de quantidade.

Da mesma forma como para as exportações, a elasticidade-preço da demanda de importações em termos de valor será igual à elasticidade-preço da demanda de importações em termos de quantidade:

$$\frac{p_m}{M} \frac{\partial M}{\partial p_m} = \frac{p_m}{M}(q_m \varepsilon_m) = \frac{1}{q_m}(q_m \varepsilon_m) = \varepsilon_m.$$

ANEXO IV – Desenvolvimento da equação (51)

Para se chegar à taxa de câmbio de equilíbrio, sejam as funções de oferta e demanda de importações e exportações:

$$x_i^s = b_1 + b_2 p_x + b_2 e + b_3 y_i + u_{2i} \qquad (29)$$

$$x_i^d = a_1 + a_2 p_x + a_3 iqm^* + u_{1i} \qquad (30)$$

$$i_i^s = d_1 + d_2 p_m + d_3 y^* + u_{2i} \qquad (37)$$

$$i_i^d = c_1 + c_2 p_m + c_2 e + c_2 t + c_3 y_i + u_{1i} \qquad (38).$$

O dispêndio com importações, com o imposto de importação, em termos de logaritmo-neperiano, é dado por:

$$\Delta \ln D_m = -\frac{c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2}\Delta e + \frac{c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2}\Delta t \qquad (I).$$

Já a receita de exportações é dada pela seguinte equação:

$$\Delta \ln R_x = -\frac{b_2(1+a_2)}{-a_2+b_2}\Delta e \qquad (II).$$

Igualando-se as variações da demanda (I) e da oferta (II) de divisas, tem-se:

$$-\frac{c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2}\Delta e + \frac{c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2}\Delta t = -\frac{b_2(1+a_2)}{-a_2+b_2}\Delta e \qquad (III).$$

Resolvendo-se (III) para Δe em função de Δt, temos:

$$\Delta e = \frac{\dfrac{c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2}\Delta t}{-\dfrac{b_2(1+a_2)}{-a_2+b_2} + \dfrac{c_2(d_2+1)}{-d_2+c_2}} \qquad (IV),$$

que, com base nas equação (34) e (42), representa a equação (51):

$$e_e = e_m - \frac{\varepsilon_{D-d}}{\varepsilon_{O-d} - \varepsilon_{D-d}} t \qquad (51).$$

Referências bibliográficas

BACHA, E. Taxas de câmbio de equilíbrio: formulação teórica e exemplificação. *Revista Brasileira de Economia,* 24 (1): 145-153, 1970.

BACHA, E. e TAYLOR, L. Shadow prices of foreign exchage: an evolution of current theories. *Quarterly Journal of Economics,* 85 n(2): 197-224, 1971.

BRAGA, H. C. e MARKWALD, R. A. Funções de oferta e demanda de exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* 13 (3): 707-714, 1983.

CARDOSO, E. e DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. *Revista Brasileira de Economia,* 34 (3), 1980.

CARVALHO, J. L. e HADDAD, C.L.S. A promoção de exportações: a experiência brasileira até1974. *Revista Brasileira de Economia,* 32 (1), 1978.

DOELLINGER, C, von, *et alii*. Exportações dinâmicas brasileiras. *Coleção Relatórios de Pesquisa,* 2. Rio de Janeiro, IPEA/INPES 1971.

JOHNSTON, J. e DINARDO, J. *Econometric Methods*. 4th edition. New York: McGraw-Hill, 1997.

GOLDSTEIN, Morris e KHAN, Moshin S. 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, em *Handbook of International Economics*, vol. II, capítulo 20, org. R. W. Jones e P. B. Kenen. Amsterdam, North Holland, 1984.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5th edition. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

HABERLER, G. The market for foreign exchange and the stability of the balance of payments. *Kyklos,* 4, 1949.

HAUSMANN, J. A. Specification test in econometrics. *Econometrica,* 46: 1251-1272.

HIRSCHMAN, A. Devaluation and the trade balance: a note. *Review of Economics and Statistics,* 31: 50-53, 1949.

KRAVIS, I. B. e LIPSEY, R. E. Price behavior in the light of balance of payments theories. *Journal of International Economics,* 8: 193-246, 1978.

KREININ, M. e OFFICER, L. H. The monetary approach to the balance of payments: a survey. *Studies in International Finance,* Princeton University 43, 1978.

KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. B. A política brasileira de importação no período 1987-1998: descrição e avaliação. In: Carlos Henrique Corseuil; Honorio Kume. (org.). *A abertura comercial brasileira nos anos 1990*: impacto sobre emprego e salário. 1 ed. Rio de Janeiro, 2003.

LOPES, F. L., e LARA RESENDE, A. Inflação e balanço de pagamentos: uma análise quantitativa das opções de política econômica. Relatório de Pesquisa, 1. Rio de Janeiro, PUC/RJ, 1981.

MACHLUP, F. Theory of foreign exchanges. *Economica* 6: 23-49 e 375-397., Feb. e Nov., 1939.

MAGEE, S. P. Prices, Income and foreign trade: a survey of recent economic studies, em P. B. Kenen, ed., *International trade and finance: frontiers for research*, Cambridge University Press, 1975.

MARKWALD, R. A. Estimação de equações de oferta desagregadas para o Brasil, *1960-1980*. Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1981.

MELO, Fabiana X. D. D. de. A taxa virtual: uma alternativa para a taxa de câmbio de equilíbrio. 22° Prêmio BNDES de Economia, 1999.

MORETIN, Pedro A.; TOLOI, Clélia M. C. *Análise de séries temporais*. São Paulo: Edgar Blücher Editora, 2004.

MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. *Revista Brasileira de Economia,* 35 (1), 1981;

PAULA PINTO, M. B., Brazilian manufactured exports: growth and change in structure. PhD. Dissertation, The Johns Hopkins University, 1979.

_____. O Crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974. *Estudos Econômicos,* 10 (3), 1980.

_____. Os efeitos dos incentivos sobre a estrutura das exportações brasileiras de manufaturados. *Estudos Econômicos,* 11 (3), 1981.

_____. Exportações brasileiras de manufaturados: crescimentos e mudança de estrutura. São Paulo: IPE-USP, 1983.

_____. A taxa de câmbio virtual. *Revista Brasileira de Economia,* 43 (1): 19-30, 1989.

RAMSEY, J. B. Tests for specification errors In classical least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society,* 31 (B):350-351, 1969.

REIS, E. J. Estimação de equações de exportações. Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1979.

SARD, P. How far can we push the 'law of one price'?, *American Economic Review,* 67: 942-948, 1977.

SOUZA Jr., J. R. C. Produto potencial: conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira. Texto para discussão, n° 1170, IPEA, 2005.

TYLER, W. G. Manufactured export expansion and industrialization in Brazil. *Kieler Studien,* 134. Tübingen, 1976.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press, 2002.

ZINI Jr., A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 18 (3): 615-612, 1988.