

## A dinâmica da balança comercial no Brasil, 1970-84\*

Helson C. Braga\*\*

José W. Rossi\*\*

Este trabalho estima uma equação para a balança comercial brasileira, tendo como variáveis explicativas o produto industrial, a renda mundial e a taxa de câmbio real. O interesse principal foi examinar como os efeitos dessas variáveis se distribuem no tempo. Para isso, foi empregada a técnica de defasagem polinomial, invertida, que constitui uma forma mais flexível para examinar retardos distribuídos de variáveis do que o método convencional de Almon. O trabalho apresenta estimativas das elasticidades de curto e longo prazos da balança comercial com respeito às variáveis consideradas.

1. Introdução; 2. Os efeitos da desvalorização cambial sobre a balança comercial; 3. Uma equação para a balança comercial; 4. Resultados empíricos; 5. Considerações finais.

### 1. Introdução

O impacto das variáveis que influenciam a balança comercial costuma ser medido através das elasticidades de curto e de longo prazos. Como curto prazo, é normalmente entendido o período de tempo (o mês ou o trimestre) durante o qual ocorre alguma mudança nas variáveis explicativas. Já o longo prazo não tem um termo definido, podendo durar alguns trimestres ou mesmo alguns anos: fica determinado pelo tempo requerido para o esgotamento do efeito, e isso pode mudar de variável para variável.

Uma alternativa à abordagem baseada nesses dois parâmetros é examinar toda a estrutura de defasagem dos efeitos de cada uma das variáveis explicativas, a partir da ocorrência de mudanças nestas variáveis. Do ponto de vista da política econômica, além de se conhecerem os impactos inicial e total das mudanças nas variáveis que afetam a balança comercial, é importante saber como seu efeito se distribui no tempo. A análise dessa distribuição constitui, exatamente, o principal objetivo deste trabalho.

\* Os autores agradecem a William Tyler, Larry Willmore, Renato Baumann e um leitor anônimo desta revista pelos comentários e sugestões a uma versão anterior deste trabalho, e a Marcia Pimentel Pinto pelo apoio na parte computacional.

\*\* Do Ipea, Inpes e da UFRJ.

Há, em particular, o interesse em examinar mais detalhadamente a dinâmica da desvalorização cambial sobre a balança comercial, dada a existência tanto de argumentos teóricos como de evidência empírica no sentido de que esse efeito possa ser negativo, no curto prazo.<sup>1</sup> A discussão teórica dessa questão está no item 2.

Existem, na literatura, várias técnicas para lidar com a questão dos retardos distribuídos, sendo a de Almon (1965) a mais freqüentemente utilizada. Entretanto, recentemente, Mitchell & Speaker (1986) propuseram uma forma modificada dessa técnica, tornando-a bem mais flexível. É este método aperfeiçoado que é empregado no estudo (ver item 3).

Além dos itens mencionados, o trabalho contém mais dois: o item 4, que apresenta os resultados empíricos do exercício econométrico, e o item 5, que resume as principais conclusões do trabalho e analisa algumas implicações de política econômica.

## **2. Os efeitos da desvalorização cambial sobre a balança comercial**

A previsão de que a desvalorização cambial produz um efeito positivo sobre a balança comercial encontra amplo suporte na literatura de comércio internacional. Embora enfatizando diferentes argumentos e distintos mecanismos de ajuste, as três principais abordagens do balanço de pagamentos são unânimes em prever esse resultado. No enfoque da absorção, a desvalorização melhora a balança comercial via aumento de produção, deterioração dos termos de troca e estímulo à substituição de produtos importados por bens domésticos. Já na abordagem monetarista, a desvalorização, ao elevar os preços domésticos, reduz os encaixes monetários reais. Na tentativa de restabelecer o equilíbrio no mercado monetário, os indivíduos reduzem o consumo de bens importáveis e de bens exportáveis (que ficam, assim, disponíveis para exportação), gerando superávit na balança comercial. A conversão dessas divisas em moeda doméstica recompõe, então, os encaixes reais. Por último, segundo o enfoque das elasticidades, o efeito positivo depende do cumprimento da condição de Marshall—Lerner, sobre a qual existe abundante evidência empírica.

Os dois primeiros enfoques possuem maior consistência macroeconômica e melhor aproximam as propriedades de equilíbrio geral do que a abordagem das elasticidades. Contudo, a discussão teórica da dinâmica de curto prazo fica mais clara nesta última abordagem, que permite o estudo mais detalhado das mudanças nos preços de importação e de exportação (ver Magee, 1973, p.305)<sup>2</sup>

Antes, porém, convém assegurar-se de que a condição de Marshall-Lerner se verifica no caso brasileiro. De uma forma genérica, a desvalorização cambial

<sup>1</sup> Ver, por exemplo, Cooper(1971), Miles(1979) e Bahmani-Oskooee(1985). Conforme se verá no item 3, há um certo consenso sobre os efeitos das demais variáveis incluídas no modelo.

<sup>2</sup> Ressalte-se, entretanto, que a equação da balança comercial do item 3 é perfeitamente compatível com os três enfoques teóricos.

melhora a balança comercial se (sendo as elasticidades-preço de demanda definidas positivas):

$$\frac{\epsilon_x}{\epsilon_x + \eta_x} \frac{(\eta_x - 1)}{\eta_x} + \frac{\eta_m}{\epsilon_m + \eta_m} \frac{(1 + \epsilon_m)}{\eta_m} > 0 \quad (1)$$

onde  $\epsilon_x$  é a elasticidade-preço da oferta de exportações;  $\eta_x$  é a elasticidade-preço da demanda de exportações;  $\epsilon_m$  é a elasticidade-preço da oferta de importações;  $\eta_m$  é a elasticidade da demanda de importações.

Segundo Williamson (1983, p. 153), no caso de um país pequeno que exporta manufaturados, o produtor determina os preços com base em um coeficiente de *mark-up*, definido tendo em vista não apenas o nível de vendas mas também os preços cobrados por seus concorrentes. E o efeito da desvalorização é exatamente aumentar os preços relativos dos competidores externos. As firmas reagem, tipicamente, transferindo para seus compradores no exterior uma proporção  $\Theta$  da desvalorização cambial, reajustando para baixo seus preços em moeda estrangeira. Pode-se demonstrar que, neste caso, a condição (1) pode ser escrita:<sup>3</sup>

$$\Theta (\eta_x - 1) + \eta_m > 0 \quad (2)$$

Para o Brasil, Braga & Markwald (1983) estimaram  $\Theta \in \eta_x$  em 0,54 e 2,54, respectivamente, no caso de produtos manufaturados; e Dib (1985) calculou  $\eta_m$  em 1,71, para as importações totais, exceto trigo e petróleo. Com estes valores, a condição (2) é satisfeita folgadoamente, donde se conclui que, no longo prazo, a desvalorização cambial sempre melhora a balança comercial no Brasil.

A questão seguinte é: que indicações a literatura oferece sobre a dinâmica de curto prazo da desvalorização cambial? A evidência disponível revela que os ajustamentos de quantidade, no comércio internacional, reagem lentamente à variação de preços (algo entre três a quatro anos). Williamson (1983, p. 154) sugeriu que essa lentidão se deve ao fato de que grande parte do comércio é realizada entre parceiros tradicionais e que a troca de fornecedores só ocorre quando os benefícios prometem demorar o suficiente para justificar essa decisão. Junz & Rhomberg (1973, p. 413), por outro lado, identificaram pelo menos cinco tipos de defasagem entre a mudança na taxa de câmbio e seu efeito (real) sobre o comércio: no *reconhecimento* de que a situação se alterou na *decisão* de mudar variáveis reais; no tempo de *entrega*; na *recomposição* de estoques; e na *produção*. No total, a desvalorização levaria até cinco anos para se refletir nas parcelas de mercado dos países no comércio mundial.

Essas defasagens se traduzem em baixas elasticidades—preço de demanda e de oferta de curto prazo, e estão por trás do conhecido “efeito em J”, de

<sup>3</sup> Ver Williamson (1983, p. 153). Supõe-se, adicionalmente, que  $\epsilon_x = \epsilon_m \doteq x$

que a desvalorização cambial piora a balança comercial, no curto prazo. Esse efeito, típico de economias industrializadas, foi constatado em vários estudos.<sup>4</sup> Porém, como demonstrou Magee (1973, p. 309-311), a possibilidade de ocorrência do “efeito em J” se circunscreve ao (curto) período imediatamente após a desvalorização, em que vencem os contratos (de exportação e de importação) negociados antes da mudança cambial.<sup>5</sup> Depende, além disso, da moeda (doméstica ou estrangeira) em que esses contratos são firmados (*currency—contract analysis*).

Apenas no caso em que as exportações são faturadas em moeda doméstica e as importações em moeda estrangeira (como ocorre geralmente nos países desenvolvidos), a balança comercial piora, inequivocamente: a receita de exportação cai e a despesa com importações não se altera. Quando, porém, tanto as exportações quanto as importações são medidas em moeda estrangeira (como é usual nos países em desenvolvimento), a balança comercial não é afetada.<sup>6</sup>

É possível, entretanto, esperar um efeito positivo da desvalorização cambial sobre a balança comercial, mesmo neste período inicial, em virtude da formação de expectativas. Geralmente, as desvalorizações mais acentuadas são precedidas de uma deterioração da taxa de câmbio real, que sinaliza a provável decisão do governo. Os exportadores procuram, então, retardar suas vendas, enquanto os importadores tentam antecipar suas compras. Na medida em que estas expectativas se confirmem, os efeitos seriam a rápida expansão das exportações e a queda significativa das importações logo após a desvalorização.

### 3. Uma equação para a balança comercial

Vários fatores podem afetar a balança comercial de um país. Três deles, que devem constar de qualquer especificação econométrica que objetive explicar o comportamento da balança comercial, são os níveis de renda doméstica e mundial e a taxa de câmbio real (ver Krueger, 1983).

Neste trabalho foi adotada a seguinte especificação:<sup>7</sup>

$$BC = f(Y, YW, \lambda P^*/P) \quad (3)$$

<sup>4</sup> Ver, por exemplo, Dornbush & Krugmann (1976), Deppler & Ripley (1978) e Ripley (1980). Estranhamente (como se verá adiante), Bahmani-Oskooee (1985) também encontrou evidência do “efeito em J” para alguns países em desenvolvimento.

<sup>5</sup> Quando, então, as quantidades não reagem à variação de preços.

<sup>6</sup> As outras combinações (menos prováveis) são: exportações em moeda estrangeira e importações em moeda doméstica — a balança comercial sempre melhora; e exportações e importações em moeda doméstica — a balança comercial melhora, piora ou não se altera, dependendo de a situação inicial ser de superávit, déficit ou de equilíbrio.

<sup>7</sup> Esta especificação pode ser interpretada como uma forma (implicitamente) reduzida de um modelo que, na sua forma estrutural, inclui uma equação para as exportações e outra para as importações.

onde  $BC$  é o saldo da balança comercial;  $Y$  é o produto industrial doméstico;<sup>8</sup>  $YW$  é a média ponderada do produto nacional bruto dos 10 principais parceiros comerciais do Brasil;  $\lambda P^*/P$  é a taxa de câmbio real, sendo  $\lambda$  a taxa de câmbio nominal cruzeiro/dólar,  $P$  o índice de preços por atacado do Brasil e  $P^*$  o índice de preços de produtos industriais dos EUA.<sup>9</sup>

Para captar os efeitos distribuídos das variáveis do modelo, foi empregada a técnica de defasagem polinomial invertida (*polynomial inverse lag* sugerida por Mitchell & Specker (1986), que constitui uma forma modificada do método convencional de Almon. A principal vantagem da técnica é que, em vez de fixar a extensão da defasagem dos efeitos, ela utiliza uma estrutura de número infinito de termos (defasagens), o que lhe confere muito mais flexibilidade. Da mesma maneira que no caso do método de Almon, o grau do polinômio é escolhido com o auxílio de regressões sucessivas (partindo-se de um grau mais elevado), até que se obtenha o melhor ajuste estatístico.

Resumidamente, o método de Mitchell & Specker consiste em estimar o seguinte modelo (supondo-se, para simplificar, uma só variável explicativa):

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} w_i X_{t-i} + u_t \quad (4)$$

$$w_i = \sum_{j=2}^n \frac{a_j}{(i+1)^j}, \quad i = 0, 1, \dots, \infty \quad (5)$$

onde  $n$  é grau do polinômio. Substituindo-se (5) em (4) e rearrumando-se os termos, obtém-se a equação:

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=2}^n a_j Z_{jt} + R_t + u_t \quad (6)$$

onde

$$Z_{jt} = \sum_{i=0}^{t-1} \frac{X_{t-i}}{(i+1)^j}, \quad j = 2, 3, \dots, n$$

e  $R_t$  é um termo residual que é geralmente desprezível e pode, portanto, ser excluído do modelo. A equação (6), generalizada para incluir as variáveis produ-

<sup>8</sup> A rigor, a renda doméstica deveria ser aproximada pelo PIB, e não pelo produto industrial. Entretanto, como não existem dados trimestrais daquela variável (note-se que são usados dados trimestrais na estimação), o produto industrial constitui uma *proxy* natural. De qualquer modo, como cerca de um terço das importações brasileiras é de insumos industriais (mais ou menos a metade, quando excluído o petróleo), o emprego desta variável parece perfeitamente justificável.

<sup>9</sup> O papel da taxa de câmbio real, nesta especificação, é captar o efeito-preço e, como tal, deveria incorporar as distorções produzidas pela política comercial (subsídios às exportações e restrições às importações). Como, entretanto, não existem estimativas confiáveis dessas variáveis na periodicidade aqui empregada (dados trimestrais), esses ajustamentos não puderam ser feitos.

to industrial ( $Y$ ), renda mundial ( $YW$ ) e taxa de câmbio real ( $\lambda P^*/P$ ), foi então, estimada.

#### 4. Resultados empíricos

A tabela 1 apresenta os principais resultados da estimação da equação da balança comercial, com o emprego da técnica de defasagem polinomial (de terceiro grau) invertida.<sup>10</sup> A autocorrelação dos resíduos foi eliminada pelo método de Cochrane-Orcutt. Foram utilizados dados trimestrais, que estão no anexo 1 e, para facilitar a visualização de sua evolução, também na figura 1.<sup>11</sup>

Os coeficientes das três variáveis incluídas no modelo apresentam os sinais sugeridos pela teoria e são, em geral, estatisticamente significantes aos níveis usualmente aceitos.

Os resultados revelam que, das três variáveis consideradas, a renda mundial não somente tende a apresentar efeitos mais significativos (coeficientes mais elevados) sobre a balança comercial, como também mais rápidos: aproximadamente 35% do impacto total (tomando-se o período de 20 trimestres) das mudanças verificadas nesta variável produzem-se no mesmo trimestre em que elas ocorrem, contra 21% no caso da taxa de câmbio real e 10% no caso do produto industrial. Ao fim de um semestre, completam-se 58%, 47% e 34% desses efeitos, respectivamente.

A relativa morosidade com que esses efeitos se concretizam tem a ver não apenas com as conhecidas defasagens envolvidas no processo de decisão dos agentes em face de mudanças nas variáveis consideradas, mas também com a natureza dos dados utilizados para a balança comercial. Tanto as exportações como as importações referem-se às operações efetivas (embarque da mercadoria no caso das exportações e desembarque aduaneiro no caso das importações) e não à emissão das respectivas guias (autorização) pela Cacex, quando se manifesta a intenção de exportar/importar.<sup>12</sup>

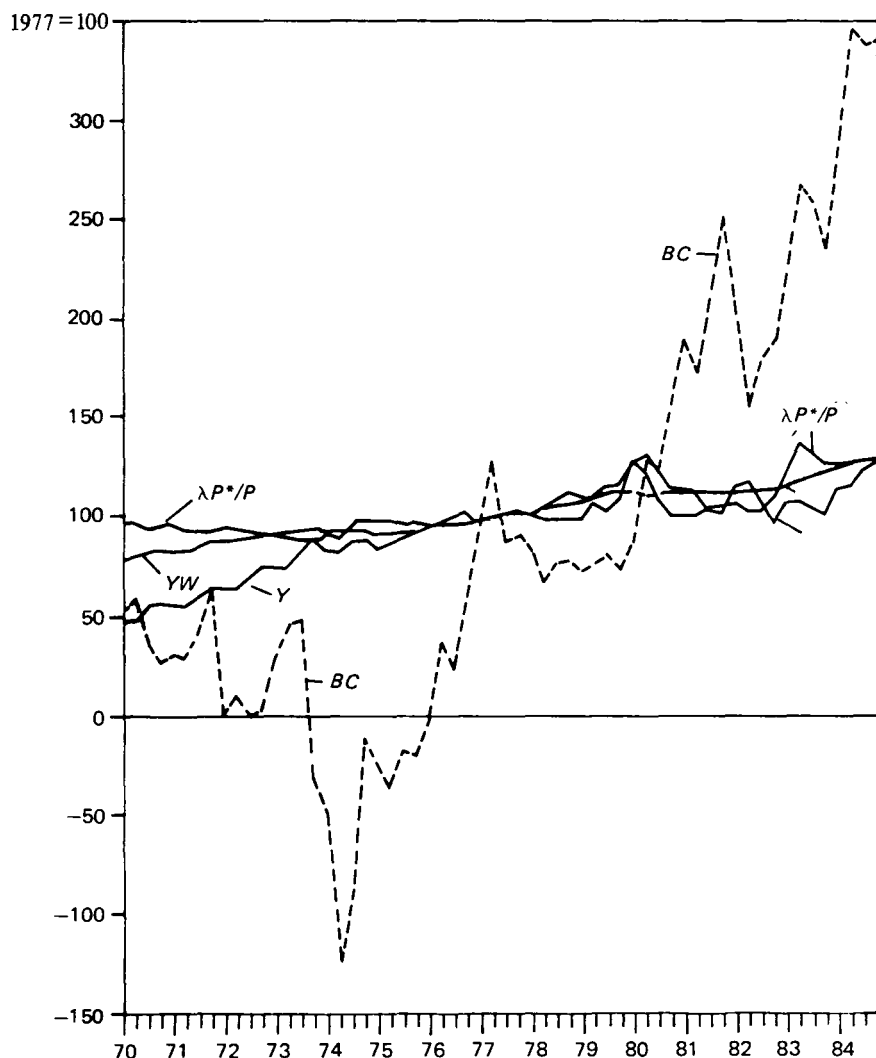
É interessante notar que o produto industrial, apesar de apresentar um efeito negativo sobre a balança comercial já a partir do segundo trimestre, tem um impacto inicial (no primeiro trimestre) positivo. Isso significa que, embora o efeito do produto industrial (*proxy* para a renda real) sobre as importações predomine em prazos mais longos, no curto prazo a associação com as exportações revela-se mais forte. Este resultado parece conformar-se perfeitamente à experiência brasileira recente de *export-led growth*.

<sup>10</sup> Conforme mostraram os experimentos de Mitchell & Speaker (1986), esta técnica produz resultados tão bons quanto os obtidos com os métodos de defasagens distribuídas gama e geométrica polinomial, os quais são, entretanto, muito mais complexos e de difícil estimação.

<sup>11</sup> A equação da balança comercial foi também estimada com as variáveis  $BC$  e  $Y$  dessazonalizadas, produzindo, no entanto, resultados inferiores aos apresentados na tabela 1. Isso pode ser devido à possibilidade de serem introduzidas distorções na relação entre as variáveis, produzidas pelo processo de ajustamento sazonal (ver, a respeito, Maddala, 1977, p. 34).

<sup>12</sup> Essa defasagem é menor no caso das exportações (de uma a duas semanas) do que no caso das importações (um mês e meio, em média).

Figura 1  
Balança comercial ( $BC$ ), taxa de câmbio real ( $\lambda P^*/P$ ), produto industrial brasileiro ( $Y$ ) e renda mundial ( $YW$ ) — 1970-84



A tabela 1 mostra também as elasticidades de longo prazo (calculadas no ponto médio). É particularmente elevada a elasticidade da balança comercial com respeito à renda mundial (9,6), o que confirma a importância dessa variável sobre as exportações brasileiras, revelada em outros estudos (ver *survey* em Braga & Markwald, 1983). As elasticidades com relação à taxa de câmbio e a do produto industrial (3,9 e -3,2, respectivamente) estão mais ou menos em linha com as estimativas disponíveis para o caso brasileiro — ver Braga & Markwald (1983) e Dib (1985).

Tabela 1  
Estimação da equação da balança comercial pela técnica de defasagem  
polinomial invertida

1º trimestre 1970 — 4º trimestre 1984

Defasagem (Trimestre)	Efeitos defasados		
	Produto industrial (y)	Renda mundial (yw)	Taxa de câmbio real (yP*/P)
0	0,314	3,060	0,746
1	—1,082	1,974	0,929
2	—0,653	1,056	0,523
3	—0,415	0,645	0,325
4	—0,284	0,432	0,220
5	—0,206	0,309	0,158
6	—0,156	0,232	0,119
7	—0,122	0,180	0,093
8	—0,098	0,144	0,074
9	—0,080	0,118	0,061
10	—0,067	0,098	0,051
11	—0,057	0,083	0,041
12	—0,049	0,071	0,037
13	—0,042	0,061	0,032
14	—0,037	0,054	0,028
15	—0,033	0,047	0,025
16	—0,029	0,042	0,022
17	—0,026	0,038	0,020
18	—0,023	0,034	0,018
19	—0,021	0,031	0,016
20	—0,019	0,028	0,015
Σ	—3,185	8,737	3,556
Elasticidade	—3,233	9,570	3,870

Não há, no conhecimento dos autores, estimativas semelhantes (tendo o saldo da balança comercial como variável dependente) no Brasil, para comparação de resultados. Bahamani-Oskooee (1985) estimou uma equação com a mesma especificação para Grécia, Índia e Coréia. Dado, no entanto, que sua principal preocupação era detectar um possível “efeito em J”, somente a variável taxa de câmbio real foi submetida a uma estrutura de defasagens distribuídas (de Almon).<sup>13</sup> Os valores encontrados para a soma dos coeficientes (o autor não calculou a elasticidade de longo prazo) desta variável foram bem inferiores ao aqui obtido (2,3): Grécia, 0,6; Índia, 1,1; Coréia, 1,8. É evidente que esses dados não são estritamente comparáveis: há diferenças sensíveis entre esses países no que concerne à definição e mensuração das variáveis, regimes cambiais, po-

<sup>13</sup> As demais variáveis (renda doméstica e renda mundial) foram incluídas com seus valores correntes, o que é bastante questionável, tratando-se de dados trimestrais.



líticas comerciais, etc. A apresentação dessa evidência internacional serve, apenas, para dar uma idéia (certamente precária e parcial) da magnitude dos efeitos aqui estimados.

## 5. Considerações finais

O objetivo central deste trabalho foi estimar uma equação para a balança comercial brasileira, tendo como variáveis explicativas o produto industrial, a renda mundial e a taxa de câmbio real.

A técnica de estimação empregada permitiu calcular não somente os impactos inicial (de curto prazo) e o total (de longo prazo) das variáveis explicativas, mas toda a distribuição do efeito sobre a balança comercial, ao longo de um período de 20 trimestres. Em particular, foram obtidas as elasticidades de longo prazo, que foram as seguintes: produto industrial, -3,2; renda mundial, 9,6; taxa de câmbio, 3,9.

O trabalho mostrou, ainda, que não é lícito esperar a ocorrência do “efeito em J” nos países em desenvolvimento. A evidência, neste sentido, apresentada por Bahmani-Oskooee (1985), está, portanto, equivocada. Este autor não levou em conta o fato de que, contrariamente ao verificado nos países industrializados, os preços de exportação nos países em desenvolvimento não são usualmente denominados em moeda local e muito menos (de maneira objetiva) o saldo da balança comercial. O “efeito em J”, ou seja, o agravamento da balança comercial, em moeda doméstica, durante um breve período em seguida à desvalorização, bastante comum nos países desenvolvidos, depende exatamente dessas condições.

### Anexo 1 Dados utilizados na análise de regressão (1977 = 100)

Ano (Trimestre)		Saldo da Balança Comercial ( $BC_t$ )	Produto industrial brasileiro ( $Y_t$ )	Renda mundial ( $YW_t$ )	Taxa de câmbio real ( $yP^*/P_t$ )
1970 —	I	32,3991	49,4124	78,145	96,410
	II	63,8699	47,0117	79,580	96,410
	III	60,1843	55,4108	80,845	93,675
	IV	18,7643	56,114	82,908	94,359
1971 —	I	14,2631	53,1133	82,191	95,043
	II	33,4065	55,5139	83,141	92,991
	III	63,6292	64,2161	84,267	92,308
	IV	58,6076	64,016	86,630	92,991
1972 —	I	-15,6186	59,815	86,635	94,359
	II	13,0062	64,7162	87,699	92,991
	III	29,3848	71,818	88,947	91,624
	IV	-9,16957	73,7184	90,577	91,624

Ano (Trimestre)	Saldo da Balança Comercial (BC <sub>t</sub> )	Produto industrial brasileiro (Y <sub>t</sub> )	Renda mundial (YW <sub>t</sub> )	Taxa de câmbio real (yP*/P) <sub>t</sub>
1973 —	I 10,8554	69,1173	91,147	88,889
	II 46,8676	74,7187	91,942	88,205
	III 84,201	83,5209	92,650	87,521
	IV —47,2891	87,4219	93,479	87,521
1974 —	I —60,2767	78,7197	92,290	90,256
	II 124,056	82,5206	92,897	88,205
	III —64,614	90,5226	92,914	95,726
	IV —30,907	87,4219	92,400	97,094
1975 —	I —36,044	79,1198	89,851	97,094
	II —29,9005	87,2218	90,542	97,094
	III 0,8552	92,2231	91,741	95,726
	IV —32,5562	91,5229	93,111	96,410
1976 —	I 12,9175	90,3226	94,339	95,726
	II 48,8908	97,5244	95,759	98,462
	III 34,4447	103,326	95,973	95,043
	IV 53,0776	100,625	96,997	95,726
1977 —	I 75,3805	92,4231	97,702	98,462
	II 146,604	100,525	99,882	99,145
	III 93,0418	104,5269	101,019	100,513
	IV 84,9737	102,526	101,397	101,880
1978 —	I 66,2628	96,8242	101,618	100,513
	II 85,8392	104,826	104,051	98,462
	III 77,7692	112,128	105,112	97,778
	IV 72,8111	110,828	106,665	99,829
1979 —	I 57,3179	104,826	108,289	98,462
	II 74,5241	112,228	109,698	107,350
	III 78,5486	118,73	110,855	102,564
	IV 70,3814	115,129	111,807	108,718
1980 —	I 69,671	121,53	111,690	127,863
	II 147,376	132,733	110,313	121,709
	III 123,851	126,532	111,069	109,402
	IV 161,5421	112,628	111,922	100,513
1981 —	I 161,361	108,927	112,085	99,145
	II 189,666	112,928	111,920	100,513
	III 226,627	106,026	111,891	103,932
	IV 257,03	100,625	111,409	106,667
1982 —	I 171,17	110,128	111,379	106,667
	II 171,681	119,868	112,868	102,564
	III 185,555	108,927	113,275	102,564
	IV 188,401	95,824	114,040	109,402

Ano (Trimestre)	Saldo da Balança Comercial ( $BC_t$ )	Produto industrial brasileiro ( $Y_t$ )	Renda mundial ( $YW_t$ )	Taxa de câmbio real ( $yP^*/P$ ) <sub>t</sub>
1983 —	I 193,908	101,925	114,991	122,393
	II 281,416	109,827	117,365	136,752
	III 269,617	107,227	119,389	130,598
	IV 233,2	100,325	121,450	126,496
1984 —	I 269,474	108,327	124,643	126,496
	II 363,367	117,029	126,228	128,547
	III 354,722	127,632	127,732	128,547
	IV 338,951	127,432	129,493	125,812

## Abstract

This paper estimates one equation for the Brazilian trade balance, with industrial production, world income and the real exchange rate as explanatory variables. The main interest was to examine the distribution of the impact of those variables over time. To do that, we have employed the technique of polynomial inverse lags, which is a more flexible way to examine distributed lags than the conventional method of Almon lag. The paper presents estimates of short and long run elasticities of the trade balance with respect to the variables considered.

## Referências bibliográficas

- Almon, Shirley. The distributed lag between capital appropriations and expenditures. *Econometrica*, 30, Jan./May 1965.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen. Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 67 (3), Aug. 1985.
- Braga, Helson C. & Markwald, Ricardo A. Funções de oferta e demanda de exportações de manufaturados: estimação de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 13 (3), Dec. 1983.
- Cooper, Richard N. An assessment of currency devaluation in developing countries. In: Ranis, Gustav, (ed.). *Government and economic development*. New Haven, Yale University Press, 1971.
- Deppler, Michael C. & Ripley, Duncan M. The world trade model: merchandise trade. *IMF Staff Papers*, 25 (1), Mar. 1978.
- Dib, Maria de Fátima S. P. *Importações brasileiras; políticas de controle e determinantes da demanda*. Rio de Janeiro, BNDES, 1985.
- Dornbusch, Rudiger & Krugman, Paul. Flexible exchange rates in the short run. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 3, 1976.

Junz, Helen & Rhomberg, Rudolph R. Price competitiveness in export trade among industrial countries. *American Economic Review*, 63 (2), May 1973.

Krueger, Anne D. *Exchange rate determination*. Cambridge, Cambridge University Press, 1983.

Maddala, G. S. *Econometrics*. New York, McGraw-Hill, 1977.

Magee, Stephen P. Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, 1973.

Miles, Marc A. The effects of devaluation on the trade balance and the balance of payments: some new results. *Journal of Political Economy*, 87 (3), June 1979.

Mitchell, Douglas W. & Speaker, Paul. A simple, flexible distributed lag technique: the polynomial inverse lag. *Journal of Econometrics*, 31, 1986.

Ripley, Duncan M. The world model of merchandise trade: simulation applications. *IMF Staff Papers*, 27 (2), June 1980.

Williamson, John. *The open economy and the world economy*. New York, Basic Books, 1983.