

# O balanço de pagamentos do Brasil – uma análise quantitativa \*

ANTONIO CARLOS LEMGRUBER \*\*

## 1 — Introdução

O objetivo deste trabalho é apresentar uma análise quantitativa das principais contas do balanço de pagamentos do Brasil. Serão discutidos resultados econométricos referentes à balança comercial (importações e exportações de mercadorias) e às contas de serviços e de capitais do balanço de pagamentos. Certamente, a análise dos serviços e dos capitais é menos minuciosa do que a feita para a conta comercial, mas de qualquer modo espera-se que os resultados aqui discutidos sirvam de motivação para pesquisa futura sobre o assunto.

Todas as regressões aqui apresentadas foram estimadas por mínimos quadrados comuns com dados anuais. A necessidade de se tomar um período relativamente homogêneo para a análise fez com que o período escolhido fosse 1965/74 para todas as regressões.<sup>1</sup> A única

\* Agradeço os comentários feitos por membros do Corpo Editorial desta revista.

\*\* Da Fundação Getulio Vargas.

<sup>1</sup> Basicamente, a escolha do período ficou restrita pela disponibilidade de séries anuais consistentes para volumes e preços de exportações e importações. Tais séries estão disponíveis apenas a partir de 1961, não sendo indicada uma ligação com dados anteriores a esse ano, em face das substanciais modificações nos índices de comércio exterior publicados em *Conjuntura Económica* e que foram utilizados neste trabalho. Além disso, alguns exercícios preliminares sugeriram a eliminação de certas observações referentes ao início da década de 60 — mais precisamente 1961/64 — as quais estavam contribuindo para produzir resultados pouco satisfatórios, possivelmente por erros de medição daquelas variáveis e também em face dos complexos controles cambiais do período. Assim, acabamos utilizando o período de 1965 a 1974 — que é certamente o

exceção foi a análise desagregada da balança comercial, cujos dados só estavam disponíveis até 1973, tendo sido feitas regressões para 1965/73. Infelizmente, dados definitivos para 1975 ainda não estavam disponíveis para muitas das séries quando este trabalho foi feito, impedindo que aquele ano fosse incluído no processo de estimação.

Inicialmente, analisa-se a balança comercial — de forma agregada na Seção 2 (volume e valor de importações e exportações globais; *deficit* comercial) e de forma desagregada na Seção 3 (volume de importações e exportações de alguns grupos ou classes). A seguir, considera-se a conta de serviços, especificando-se os itens viagens, transportes e rendas de capitais. Mais adiante, as principais contas de capitais — investimentos, empréstimos e amortizações — são examinadas econometricamente.

Após a apresentação dos resultados quantitativos, são discutidas algumas implicações e apresentadas algumas conclusões ao final do trabalho. Vale frisar que há uma lista de variáveis e símbolos na Seção 8 deste artigo.

## 2 — A balança comercial

Nesta seção será feita uma análise empírica relativamente minuciosa da balança comercial. Serão apresentadas algumas regressões estimadas para o volume de importações e exportações, o valor em moeda estrangeira (dólares) de importações e exportações, e, finalmente, para o *deficit* comercial em dólares. Observe-se que nos casos do valor de importações e exportações, bem como de *deficit* comercial, podem ser obtidas situações diretas ou resultados derivados das estimações feitas para o volume de importações e exportações, sendo que ambas as formas diretas e derivadas aparecerão nesta

que mais nos interessa — embora tenha havido necessidade de sacrificar alguns graus de liberdade. Vale frisar que o mesmo período foi utilizado para as outras contas do balanço de pagamentos (serviços e capitais) apenas por uma questão de coerência e comparabilidade com a análise da conta comercial.

Seção. Uma maior desagregação das importações e das exportações será considerada na próxima Seção 3, mantendo-se esta Seção 2 para a análise dos resultados agregados. Deve-se notar que o *approach* utilizado nas Seções 2 e 3 é bastante convencional.<sup>2</sup>

## 2.1 — Volume das importações

A equação referente ao volume das importações corresponde à demanda por importações, já que se supõe que a oferta é infinitamente elástica, ou seja, o preço das importações em moeda estrangeira é tomado como um dado exógeno. Assim, a forma estimada tem a seguinte especificação:<sup>3</sup>

$$\log MQ = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log \frac{PM}{P/ER} \quad (1)$$

onde  $a_1 > 0$  e  $a_2 < 0$ .

O volume das importações é dependente da atividade econômica interna, medida pela variável  $Y$ , e do preço do produto importado em relação ao do substituto doméstico, ambos medidos em moeda estrangeira (dólares).

<sup>2</sup> Ver como referências os seguintes trabalhos: F. G. Adams, *et al.*, *An Econometric Analysis of International Trade* (Paris: Organization for Economic Cooperation and Development — OECD — 1969); H. S. Houthakker e S. P. Magee, "Income and Price Elasticities in World Trade", in *Review of Economics and Statistics*, vol. 51 (maio de 1969); M. Khan, "Import and Export Demand in Developing Countries", in *International Monetary Fund Staff Papers* (agosto de 1975); M. Khan e M. Goldstein, "The Supply and Demand for Exports", mimeo, apresentado no III Congresso Mundial da Econometric Society (1975); S. P. Magee, "Prices, Incomes, and Foreign Trade", mimeo, apresentado numa conferência em Princeton, E.U.A., sobre comércio internacional, cujo livro será editado por Peter Kenen (1973); E. Learner e R. Stern, *Quantitative International Economics* (Boston: Allyn and Bacon, 1970); F. Meyer e A. Yajima, "OECD Trade Model", in *Occasional Studies* (Organization for Economic Cooperation and Development — OECD — 1970).

<sup>3</sup> A lista completa definindo símbolos e variáveis aparece ao final deste texto, na Seção 8.

Como é comum em trabalhos dessa natureza, além de se tomar o preço das importações  $PM$  como exógeno, consideram-se também como exógenas ou predeterminadas as variáveis macroeconômicas  $Y$  e  $P$ , bem como a variável de política econômica  $ER$  (taxa cambial). Conforme está indicado na lista de símbolos e variáveis (Seção 8),  $MQ$  e  $PM$  são índices gerais de preços (em dólares) e quantidade de importação publicados em *Conjuntura Econômica*;  $Y$  é um índice de produto industrial;  $P$  é o índice geral de preços por atacado; e  $ER$  é o preço do dólar em cruzeiros, sendo que um aumento de  $ER$  corresponde a uma desvalorização cambial.

Certamente, o modelo poderia ser aprimorado, considerando-se, por exemplo, hipóteses de ajustamento parcial, que geralmente sugerem a introdução de  $\log MQ (t - 1)$  do lado direito da equação ou outros esquemas de retardos distribuídos, permitindo a diferenciação entre elasticidades de curto e de longo prazo.

Uma outra alternativa interessante da especificação acima seria a introdução de uma variável  $T$  de tendência, destinada a separar efeitos seculares e efeitos cíclicos da atividade econômica. Assim, definindo-se  $Y = Y^*H$  onde  $\log Y^* = a + bT$  e  $H$  é conseqüentemente uma medida de utilização de capacidade, poder-se-ia quebrar o efeito  $a_1 \log Y$  em, digamos,  $a_3 \log Y^*$  e  $a_4 \log H$ . Em conseqüência, uma álgebra simples indicaria um coeficiente  $a_4$  para  $\log Y$ , medindo a elasticidade-renda cíclica, e um coeficiente  $b(a_3 - a_4)$  para  $T$ , de onde se poderia extrair a elasticidade-renda secular  $a_3$ .

Todavia, o pequeno número de graus de liberdade, com apenas algumas observações anuais, bem como a multicolinearidade entre as variáveis independentes, fizeram com que os melhores resultados fossem mesmo os da especificação mais simples (1). É verdade, por outro lado, que houve necessidade de dar tratamento especial ao ano de 1974, introduzindo-se uma variável *dummy* ( $D = 1$  para 1974;  $D = 0$  nos outros anos) para refletir a possibilidade de demanda especulativa provocada por expectativas generalizadas de escassez e aceleração inflacionária internacional, que não estão refletidas nas variáveis convencionais de renda e preço relativo.

Eis a equação para o volume das importações: <sup>4</sup>

$$\log MQ = - 2,0257 + 1,4930 \log Y - 0,4949 \log \frac{PM}{P|ER} + 0,3294 D$$

$(27,15) \qquad \qquad (-2,02) \qquad \qquad (3,04)$

$$R^2 = 0,9949 \qquad \bar{R}^2 = 0,9935 \qquad D. W. = 1,84$$

Dada a simplicidade da especificação e em face do uso de observações anuais, os resultados são satisfatórios, com sinais corretos, bons *t-scores* e excelentes poder de explicação.<sup>5</sup>

<sup>4</sup> Os números entre parênteses correspondem aos valores de *t*.  $R^2$  é o coeficiente de determinação e  $\bar{R}^2$  é o mesmo coeficiente ajustado pelos graus de liberdade. D.W. é a estatística Durbin-Watson. Cabe frisar que, quando nos referirmos a "bons *t-scores*" e/ou coeficientes significativos, estaremos geralmente falando a respeito de valores de *t* superiores a 2, que indicam que o coeficiente estimado é pelo menos duas vezes superior ao seu erro-padrão. Adotamos assim a muito prática regra dos dois *sigmas*, sugerida por Theil (*Principles of Econometrics*, Wiley and Sons, New York, 1971). É fato que, formalmente, para poucos graus de liberdade, coeficientes com 5% de nível de significância, por exemplo, demandariam *t-scores* superiores a 2,5. Um *t-score* igual a 2 corresponde a 10% de nível de significância para poucos graus de liberdade. Mas, dada a qualidade dos dados e o objetivo deste exercício, pareceu-nos mais adequado apenas indicar se os sinais dos coeficientes são ou não corretos e se os *t-scores* são ou não "bons", mesmo que estes últimos correspondam a intervalos de confiança de 90%, e não de 95% (ou de 99%).

<sup>5</sup> Como estamos trabalhando com séries anuais para um período relativamente curto, temos 10 observações, que produzem, em equações como a que está sendo analisada, apenas 6 graus de liberdade. Evidentemente, o pequeno número de graus de liberdade será uma constante nesta análise, já tendo sido comentado nas notas de rodapé 1 e 4. Resta saber se valeria a pena considerar estimativas com dados trimestrais ou mesmo mensais. Como este exercício quantitativo se propõe exclusivamente a analisar, de forma simples, algumas hipóteses da teoria econômica a respeito do balanço de pagamentos, parece que o custo elevado da análise trimestral não seria justificável, pelo menos numa primeira abordagem. Este custo se relaciona basicamente à menor qualidade dos dados trimestrais (em alguns casos, como produto e renda, as séries teriam de ser construídas artificialmente) e à maior complexidade da análise econométrica das estruturas de retardos distribuídos das variáveis. Certamente tais custos seriam plenamente justificáveis — na verdade, retardos bem especificados seriam uma vantagem — se, por exemplo, o objetivo básico fosse a realização de previsões precisas a respeito do balanço de pagamentos. Mas este certamente não é o escopo da presente análise.

Uma maior desagregação do índice de *quantum* ou volume de importações será analisada na Seção 3, a qual conterà também alguns comentários sobre o possível viés para baixo nas elasticidades-preço. É de se frisar que a possibilidade deste viés — analisada exaustivamente por Orcutt<sup>6</sup> — reforça mais ainda os resultados favoráveis apresentados acima para as importações agregadas.

## 2.2 — Volume das exportações

No caso das exportações, foi utilizado também um modelo bastante simples para a estimação do volume ou *quantum* exportado. Considerou-se inicialmente a demanda mundial pelas exportações brasileiras na forma

$$\log XQ^d = b_0 + b_1 \log YW + b_2 \log \frac{PXB/ER}{PW} \quad (2)$$

A função contém uma medida de atividade econômica nos países que são nossos principais parceiros comerciais,  $YW$ , e mais um preço relativo, comparando o preço das exportações brasileiras em moeda estrangeira ( $PXB/ER$ ) com o destas exportações no mercado internacional ( $PW$ ), ou seja, o preço em dólares pedido pelos exportadores brasileiros relativamente ao aplicado pelos seus competidores internacionais (exportadores de outros países e produtores de substitutos nos países importadores). Supõe-se naturalmente que  $b_1 > 0$  e  $b_2 < 0$ .

Tem-se ainda uma função de oferta de exportações extremamente simples:

$$\log XQ^s = c_0 + c_1 \log \frac{PXB/ER}{P/ER} + c_2 \log \frac{P}{ER} \quad (3)$$

Quando os preços de exportação sobem relativamente aos domésticos — ambos em dólares — é mais lucrativo exportar. Além disso, o índice de preços domésticos em dólares ( $P/ER$ ) entra separada-

<sup>6</sup> G. Orcutt, "Measurement of Price Elasticities in International Trade", in *Review of Economics and Statistics* (maio de 1950).

mente, refletindo custos unitários ou preços de insumos, com uma *proxy* para salários e custo de materiais. Temos que  $c_1 > 0$  e  $c_2 < 0$ .

Certamente, a função de oferta pode ser reescrita como

$$\log \frac{PXB}{ER} = \left(1 - \frac{c_2}{c_1}\right) \log \frac{P}{ER} - \frac{c_0}{c_1} + \frac{1}{c_1} \log XQ^s \quad (3a)$$

Introduzem-se ainda duas hipóteses adicionais:

$$XQ^d = XQ^s = XQ \quad (4)$$

$$PW = PX \quad (5)$$

Na equação (4) temos a hipótese de ajustamento instantâneo de quantidades aos seus valores de equilíbrio, evitando-se o aparecimento de retardos distribuídos. Na equação (5) está refletida a idéia de que o índice de preços mundiais relevante para a demanda por nossas exportações é o que dá ênfase à evolução dos preços dos produtos exportados pelo Brasil. Assim, toma-se o índice geral de preços de exportação em dólares da *Conjuntura Económica* ( $PX$  na lista de símbolos) como uma *proxy* para  $PW$ , ao invés de índices de preços dos EUA, por exemplo.<sup>7</sup>

Pode-se agora obter uma forma reduzida para o volume das exportações, relacionando o volume  $XQ$  com as variáveis exógenas:

$$\log XQ = d_0 + d_1 \log YW + d_2 \log \frac{P/ER}{PX} + d_3 \log \frac{P}{ER} \quad (6)$$

com  $d_1 > 0$ ,  $d_2 < 0$  e  $d_3 < 0$ . Observe-se que:

$$d_0 = \frac{c_1 b_0 - b_2 c_0}{c_1 - b_2} \quad d_1 = \frac{b_1 c_1}{c_1 - b_2} \quad d_2 = \frac{b_2 c_1}{c_1 - b_2} \quad d_3 = \frac{-b_2 c_2}{c_1 - b_2}$$

<sup>7</sup> Convém frisar este ponto, porque ele justifica o resultado, à primeira vista paradoxal, obtido a seguir teórica e empiricamente, onde um aumento em  $PX$  produz um aumento na quantidade  $XQ$ . Na verdade,  $PX$  está sendo usado como *proxy* para o preço de substitutos ofertados pelos competidores internacionais. O que fará a quantidade cair é um aumento em  $PXP/ER$  ou  $P/ER$ . De qualquer modo, não é preciso enfatizar que as variâncias de  $ER$  e  $P$  são muito maiores do que a de  $PX$ , reduzindo assim a importância empírica desta última variável.

Aqui também, como no caso das importações, poder-se-ia aprimorar o modelo, introduzindo-se, por exemplo: a) ajustamentos parciais nas quantidades; b) variáveis adicionais na função de oferta, tais como uma medida de custos de mão-de-obra, uma medida dos incentivos à exportação, e uma variável de tendência de crescimento. Na verdade, algumas destas alternativas foram de fato experimentadas, mas se mostraram menos satisfatórias empiricamente do que o modelo mais simplificado composto por (2) e (3).

É interessante ainda frisar que, na hipótese  $I/c_1 = 0$ , isto é,  $c_1 = \infty$ , a forma reduzida (6) se confunde com a função de demanda, ou seja,  $d_0 = b_0$ ,  $d_1 = b_1$ ,  $d_2 = b_2$ ,  $d_3 = 0$ . Isto é natural, já que neste caso tem-se efetivamente uma oferta de exportações infinitamente elástica, ou um preço exógeno em dólares  $PXB/ER = P/ER$  (vide equação (3a)).

Nas estimações que se seguem, é indiferente utilizarmos ou não a hipótese de elasticidade-preço muito alta para a oferta, já que estamos trabalhando com a forma reduzida. Todavia, para simplificar a análise — eliminando, por exemplo, a multicolinearidade dos dois últimos termos da equação (6) — vamos supor que  $\frac{I}{c_1} = 0$  e, conseqüentemente,  $d_3 = 0$ . Isto também facilitará a discussão, mais adiante, da soma das elasticidades-preço.

Há um outro caso discutido na literatura, que será útil na análise das outras seções e merece ser mencionado aqui. É a hipótese do país pequeno que é um *price taker* e tem uma *demand* infinitamente elástica ( $b_2 = \infty$ ). Neste caso, temos que  $PXB/ER = PW = PX$  (ver equações 2 e 5) e, conseqüentemente, a forma reduzida (6) vai-se confundir com a oferta de exportações, desde que  $d_1 = 0$  ou que  $YW$  seja substituída por uma variável de tendência do lado da oferta. Tal interpretação, porém, parece ser pouco plausível, mantendo-se a seguir as hipóteses feitas nos parágrafos anteriores. Mas a questão do país pequeno voltará a ser analisada mais adiante.

Eis a equação para as exportações:

$$\log XQ = 2,4873 + 1,9661 \log YW - 0,4109 \log \frac{P/ER}{PX}$$

(12,24)                      (- 2,46)

$$R^2 = 0,9689 \quad \bar{R}^2 = 0,9650 \quad D. W. = 2,57$$

Os resultados são satisfatórios, com sinais corretos para as elasticidades. A elasticidade-preço para as exportações é extremamente semelhante à obtida para as importações, enquanto a elasticidade-renda é superior no caso das exportações. Uma desvalorização cambial de 50% *caeteris paribus* provoca aumento de mais de 20% na quantidade exportada; uma expansão econômica mundial de 5% *caeteris paribus* provoca aumento de quase 10% no volume de exportações.

Em face do interesse analítico das elasticidades-renda e preço de exportações e importações, vale resumir no quadro que se segue os resultados obtidos, tomando-se intervalos de confiança baseados em duas vezes o erro-padrão das estimativas:

	Valor Mínimo	Estimativa	Valor Máximo
<i>Elasticidade-Renda</i>			
Exportações	1,6448	1,9661	2,2874
Importações	1,3830	1,4930	1,6030
<i>Elasticidade-Preço</i>			
Exportações	— 0,0768	— 0,4109	— 0,7450
Importações	— 0,0049	— 0,4949	— 0,9849
Soma	— 0,0817	— 0,9058	— 1,7299

Deve-se lembrar que uma análise mais desagregada de exportações e importações aparece na Seção 3.

### 2.3 — Valor das importações

Com base na equação (1), podemos somar  $\log PM$  dos dois lados e escrever a seguinte função para o valor em dólares das importações:

$$\log MV = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log \frac{ER}{P} + (a_2 + 1) \log PM \quad (7)$$

Se a medida  $MV$  é em dólares ou em forma de índice — por exemplo,  $MQ \times PM$  — não é relevante, já que a formulação loga-

rítmica faz com que os coeficientes independam das unidades em que as variáveis são medidas, mudando apenas a constante.

Evidentemente, os resultados apresentados na Subseção 1 poderiam ser automaticamente utilizados, resultando os coeficientes  $-2,0257$ ,  $1,4930$ ,  $-0,4949$  e  $0,5151$  para a equação (5), que deveria incluir o termo adicional  $0,3294 D$  correspondendo à variável *dummy* para o ano de 1974.

Resolveu-se, porém, fazer também uma estimação direta da equação (7) sem a imposição *a priori* da restrição de que o coeficiente de  $\log PM$  seja igual ao de  $\log ER/P$  mais a unidade. A variável *dummy* foi mantida. Eis o resultado obtido:

$$\begin{aligned} \log MV = & -3,1004 + 1,5486 \log Y - 0,8405 \log \frac{PM}{P/ER} + \\ & (19,94) \quad (-4,58) \\ & + 0,2750 D + 1,2513 \log PM \\ & (3,20) \quad (6,62) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,9994 \quad \bar{R}^2 = 0,9991 \quad D. W. = 2,33$$

Os resultados — bastante favoráveis — são semelhantes aos obtidos anteriormente, registrando-se, para efeito de comparação, que a elasticidade total para  $\log PM$  é  $1,2513 - 0,8405 = 0,4108$ . Na verdade, a principal diferença entre estes resultados e aqueles obtidos para o volume das importações se refere à elasticidade-preço, que agora se apresenta mais elevada e mais significativa. Para efeito de comparação com os números registrados na tabela anterior das elasticidades, o intervalo de confiança da elasticidade-preço  $0,8405$  é agora de  $0,4735$  a  $1,2075$ .

## 2.4 — Valor das exportações

Com base na equação (6), tem-se as seguintes hipóteses para o valor das exportações:

$$\log XV = d_0 + d_1 \log YW + (d_2 + d_3 + 1) \log \frac{P}{ER} - d_2 \log PX \quad (8a)$$

ou

$$\log XV = d_0 + d_1 \log YW + (d_2 + d_3) \log \frac{P}{ER} + (1 - d_2) \log PX \quad (8b)$$

No caso (8a), para obter o valor em dólares, somamos  $\log P - \log ER$  (preço das exportações brasileiras em dólares) aos dois lados; no caso (8b), somamos  $\log PX$  aos dois lados. Quando  $P/ER = PX$ , os dois casos se confundem.

Embora na prática  $PX = XV/XQ$  — o que favoreceria a hipótese (8b) — vamos preferir usar a interpretação (8a) na análise que se segue. Isto porque (8a) permite uma análise da condição Marshall-Lerner referente aos efeitos da desvalorização cambial sobre a balança comercial, ao contrário de (8b), que equivale a tomar o preço de exportações brasileiras em dólares como um dado exógeno igual a  $PX$ . Em outras palavras, (8a) é mais coerente com a hipótese de oferta infinitamente elástica de exportações, enquanto (8b) só pode ser racionalizado pela hipótese do país pequeno com uma demanda infinitamente elástica ao preço  $PX$ . De qualquer modo, as variáveis são as mesmas e apenas a interpretação é diferente.

Optando-se pelo caso (8a), cabe lembrar que na hipótese de oferta de elasticidade infinita tem-se:

$$\log XV = b_0 + b_1 \log YW + (b_2 + 1) \log \frac{P}{ER} - b_2 \log PX \quad (9)$$

Com os coeficientes obtidos anteriormente, as estimativas para a equação (9) envolveriam 2,4873, 1,9661, 0,5901 e 0,4109, respectivamente. Observe-se que a taxa cambial tem um efeito negativo sobre o valor das exportações, resultante da combinação de um efeito positivo (porém menor do que um) sobre o *quantum* e de um efeito unitário negativo sobre os preços das exportações brasileiras em dólares.<sup>8</sup>

Evidentemente, isto não pressupõe que uma desvalorização não possa melhorar a balança comercial. Na análise acima, em dólares, o efeito favorável é mais claro do lado das importações. Já numa análise em cruzeiros tal efeito apareceria mais do lado das exporta-

<sup>8</sup> O efeito negativo não ocorreria na interpretação (8b).



ções. De qualquer modo, o que vale analisar é a soma das elasticidades-preço, independentemente da análise em dólares ou cruzeiros, como veremos na próxima subseção.

Foi feita também uma estimação direta da equação (9):

$$\log XV = 1,8893 + 1,9699 \log YW - 0,1090 \log \frac{P/ER}{PX} + 1,1900 \log PX$$

(5,62)                      (0,28)                      (3,99)

$$R^2 = 0,9903 \quad \bar{R}^2 = 0,9876 \quad D. W. = 1,82$$

Como no caso das importações, a principal diferença entre esta estimativa e aquela feita para o volume de exportações se refere à elasticidade-preço. Aqui, a elasticidade-preço está entre  $-1,1$  (utilizando-se o coeficiente de  $\log P/ER/PX$ ) e  $-1,2$  (utilizando-se o coeficiente de  $\log PX$  apenas).<sup>9</sup> Observe-se que a elasticidade, sendo superior à unidade, faz com que o efeito da taxa cambial sobre o valor das exportações passe a ser positivo — ou, mais precisamente, nulo — em contraste com o efeito negativo discutido anteriormente.

A tabela abaixo contém estimativas de elasticidades-renda e preço baseadas nas duas regressões acima para o valor das importações e das exportações, com o mesmo intervalo de confiança da tabela anterior:

	Valor Mínimo	Estimativa	Valor Máximo
<i>Elasticidade-Renda</i>			
Exportações	1,2689	1,9699	2,6709
Importações	1,3933	1,5486	1,7039
<i>Elasticidade-Preço</i>			
Exportações	— 0,5935	— 1,1900	— 1,7865
Importações	— 0,4735	— 0,8405	— 1,2075
Soma	— 1,0670	— 2,0305	— 2,9940

É importante observar que nas regressões para valores — em contraste com as regressões para quantidades — há não só o problema de

<sup>9</sup> Na interpretação (8b), a elasticidade seria apenas  $-0,1$  ou  $-0,2$ , um resultado pouco plausível.

interpretação discutido acima — ver (8a) e (8b) — como também o de identificação das elasticidades. Isto porque temos mais coeficientes estimados do que parâmetros teóricos nas equações (7) e (9). Justamente, a diferença entre as regressões para valor e para volume corresponde às restrições impostas no caso dos volumes, que permitem a identificação precisa dos parâmetros. Assim, a regressão com quantidades possui esta vantagem de identificação precisa.<sup>10</sup> Mas, como as regressões para valores apresentaram resultados altamente satisfatórios, achamos conveniente mostrar esta segunda tabela — onde as elasticidades-preço são bem mais favoráveis — ressaltando-se, porém, a presença de uma decisão arbitrária na escolha dos coeficientes para cálculo das elasticidades  $a_2$  e  $b_2$ .

## 2.5 — Alguns resultados adicionais

Nesta seção pretendemos reportar alguns resultados adicionais para regressões referentes ao volume e ao valor das exportações e das importações. No caso do volume de exportações e importações, destaca-se a introdução da variável de tendência  $T$ , já mencionada em seções anteriores. No caso do valor de exportações e importações, destaca-se o uso de medidas alternativas para a atividade econômica, tais como o crédito doméstico para as importações e a soma das importações dos principais países industriais para as exportações;<sup>11</sup> anteriormente, apresentaram-se resultados contendo a produção industrial como medida de atividade econômica tanto para o Brasil como para a economia mundial. Há também uma nova variável *dummy*, que será analisada a seguir.

<sup>10</sup> Mesmo no caso dos volumes, a identificação precisa requer hipóteses adicionais *a priori*, tais como as de ofertas infinitamente elásticas.

<sup>11</sup> Nas regressões, a medida de crédito doméstico é  $CD/P$ , ou seja, empréstimos das autoridades monetárias ao setor privado deflacionados pelo índice de preços por atacado. A soma das importações é  $IMPW/PUS$ , isto é, a soma das importações em dólares feitas pelos Estados Unidos, Reino Unido, Alemanha e Japão, deflacionada pelo índice de preços dos Estados Unidos (deflator implícito). Uma lista completa das variáveis aparece na Seção 8.

Para cada uma das variáveis dependentes consideradas até este ponto, incluímos aqui uma regressão adicional:

$$\begin{aligned} \log MQ &= -1,9992 + 1,4861 \log Y + \\ &\quad (1,50) \\ &+ 0,0049 T - 0,4967 \log \frac{PM}{P|ER} - 0,0283 DI + 0,3187 D \\ &\quad (0,04) \quad (-1,18) \quad (-0,40) \quad (1,79) \\ R^2 &= 0,9952 \quad \bar{R}^2 = 0,9913 \quad D. W. = 1,86 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \log XQ &= 2,7553 + 1,2851 \log YW + \\ &\quad (1,48) \\ &+ 0,0455 T - 0,2868 \log \frac{P|ER}{PX} - 0,0832 DI \\ &\quad (1,25) \quad (-1,67) \quad (-1,03) \\ R^2 &= 0,9813 \quad \bar{R}^2 = 0,9719 \quad D. W. = 2,74 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \log MV &= -0,6023 + 0,7306 \log \frac{CD}{P} - 1,1850 \log \frac{PM}{P|ER} + 1,8380 \log PM \\ &\quad (11,82) \quad (-3,91) \quad (7,82) \\ R^2 &= 0,9976 \quad \bar{R}^2 = 0,9969 \quad D. W. = 2,64 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \log XV &= -13,0207 + 1,7715 \log \left( \frac{IMPW}{PUS} \right) - 0,5543 \log \frac{P|ER}{PX} - \\ &\quad (5,71) \quad (-1,27) \\ &\quad - 0,4494 \log PX \\ &\quad (-0,80) \\ R^2 &= 0,9906 \quad \bar{R}^2 = 0,9879 \quad D. W. = 2,27 \end{aligned}$$

Com relação à variável de tendência  $T$ , sua pouca significância deve certamente ser atribuída à presença de multicolinearidade com as variáveis de atividade econômica. Aparece também a variável *dummy*  $DI$  (1968-1974 = 1) em algumas das regressões adicionais, embora com pouca significância. O objetivo era o de captar a po-

lítica de incentivos ao comércio exterior a partir de 1968, valendo frisar que a baixa significância não indica, necessariamente, a inutilidade dos incentivos e parece ser também consequência de multicolinearidade com as variáveis de atividade econômica. Finalmente, vale registrar que as variáveis alternativas  $CD/P$  e  $IMPW/PUS$  têm *performance* tão satisfatória quanto  $Y$  ou  $YW$ , respectivamente.

## 2.6 — O deficit comercial

A formulação apresentada nas subseções anteriores permite que se obtenha uma especificação para o *deficit* comercial ou, mais precisamente, para  $\log MV - \log XV$  ou  $\log MV/XV$ . Assim, tem-se:

$$\begin{aligned} \log \frac{MV}{XV} = & a_0 - b_0 + a_1 \log Y - b_1 \log YW + \\ & + (a_2 + b_2 + 1) \log \frac{ER \cdot PM}{P} + b_2 \log \frac{PX}{PM} \end{aligned} \quad (10)$$

Observe-se que  $a_2 + b_2 + 1 < 0$  se  $(-a_2) + (-b_2) > 1$ . Esta é naturalmente a conhecida condição de Marshall-Lerner — na forma mais simplificada — para que uma desvalorização cambial (ou uma deflação doméstica ou uma inflação mundial) melhore a balança comercial.<sup>12</sup>

Com base nas estimativas para as quantidades, teríamos:  $a_2 + b_2 + 1 = 0,0942$  e com base nas estimativas para valores:  $a_2 + b_2 + 1 = -1,0305$ .

Cabe ressaltar que no primeiro caso a soma não é significativamente diferente de zero, embora a estimativa em si seja maior do que zero. De qualquer forma, o resultado do segundo caso é bem

<sup>12</sup> Como deve estar evidente, (10) foi obtido com (7)–(8a) ou, mais corretamente, (7)–(9). Na interpretação (8b) para exportações, a condição Marshall-Lerner não pode ser considerada, já que o coeficiente para a taxa de câmbio seria  $a_2 + d_2 + d_3$ , que é necessariamente negativo, e poderia ser interpretado, dentro da hipótese do “país pequeno”, como a soma da elasticidade-preço da *demanda* por importações com a elasticidade-preço da *oferta* de exportações.

mais forte, e isto já havia sido indicado nas tabelas apresentadas nas seções anteriores.

Ainda a respeito de estimativas da equação (10) derivadas dos resultados para quantidades ou valores, vale enfatizar que as estimativas para  $b_2$  (efeito da relação de trocas) são bem diferentes nos dois grupos, o que já não acontece com relação aos efeitos da atividade econômica interna e externa ( $a_1$  e  $b_1$ ). Finalmente, deve-se lembrar que, com estimativas derivadas, tem-se a presença, na "constante"  $a_0 - b_0$ , da variável *dummy* para importações, refletindo o ano atípico de 1974.

Foram feitas algumas estimativas diretas para o *deficit* comercial com base na estrutura teórica das seções anteriores, mas procurando-se reduzir a multicolinearidade e aumentar os graus de liberdade. Por exemplo, as variáveis de atividade econômica foram reunidas como  $Y/YW$  e as de preços relativos foram reunidas como  $(ER/P) \cdot (PX/PM)$ . Isto certamente implica, na formulação logarítmica, a imposição de restrições. De qualquer maneira, a própria formulação logarítmica teve de ser abandonada em face da presença de valores negativos.

Assim, temos as seguintes estimativas diretas para o *deficit* comercial:

$$MV - XV = 325,11 + 1,7459 \frac{Y}{YW} - 677,0 (ER/P) \cdot (PX/PM) + \\ (1,98) \quad (-2,24) \\ + 3967,8 D \\ (14,87)$$

$$R^2 = 0,9917 \quad \bar{R}^2 = 0,9893 \quad D. W. = 2,46$$

$$MV - XV = 1867,0 - 1018,0 (ER/P) \cdot (PX/PM) + 4055,6 D \\ (-3,44) \quad (12,93)$$

$$R^2 = 0,9862 \quad \bar{R}^2 = 0,9845 \quad D. W. = 2,51$$

São as seguintes as elasticidades-renda e preço do *deficit*, calculadas com base nos coeficientes da primeira regressão e nas médias

das variáveis  $MV-XV$  (338,0),  $Y/YW$  (516,99) e  $(ER/P) \cdot (PX/PM)$  (1,9003):

$$\text{Elasticidade-Renda: } (1,7459) \times (516,99) / (338,0) = 2,6705.$$

$$\text{Elasticidade-Preço: } (-677) \times (1,9003) / (338,0) = -3,8062.$$

Certamente, embora apenas com algumas restrições adicionais a teoria possa sugerir que a primeira elasticidade corresponde a  $a_1 = b_1$  e a segunda a  $a_2 + b_2 + 1$ , os resultados obtidos nesta estimação direta para o *deficit* são bem satisfatórios. Basicamente, todos os sinais esperados são verificados, como por exemplo os efeitos favoráveis (negativos) da renda mundial, da taxa cambial e das relações de troca, bem como os desfavoráveis (positivos) da renda interna, dos preços internos e do ano atípico de 1974. Além disso, as elasticidades são bem elevadas. Tais resultados serão comentados novamente ao final deste trabalho.

### 3 — Exportações e importações — desagregação

Após a análise agregada da seção anterior, vamos nos concentrar na tentativa de estimação de algumas elasticidades-renda e preço para alguns itens e grupos importantes dentre as importações e as exportações. Como os índices de *Conjuntura Econômica* serviram de fonte básica para os dados de preços e quantidades no comércio exterior, a seleção dos grupos e classes se baseou na classificação daquela publicação mensal. É importante lembrar que, em face da disponibilidade de dados, as regressões nesta seção cobrem o período 1965/73, em contraste com as regressões de outras seções deste artigo, que se referem a 1965/74.

Para a análise que se segue, achamos mais interessante usar a desagregação das importações por destino econômico dos bens e a das exportações por classes e gêneros de indústria. Em face da estrutura de nosso comércio exterior, esta parece ser uma desagregação bastante adequada:

### Importações

- 1) Bens de consumo final (duráveis e não-duráveis)
- 2) Bens de consumo intermediário (matérias-primas, combustíveis e lubrificantes, fertilizantes, e outros)
- 3) Bens de capital
- 4) Petróleo bruto (subcomponente do item 2)

### Exportações

- 1) Geral, exclusive café
- 2) Indústria extrativa mineral
- 3) Indústria de transformação
- 4) Produtos não-industrializados
- 5) Açúcar (subcomponente do item 4)
- 6) Café (subcomponente do item 4)

Simbolicamente, os índices de importação são os seguintes: Quantidades =  $MQi$ ; Preços =  $PMi$ ;  $i = 1, 2, 3, 4$ . Os índices de exportação são os seguintes:  $XQi$  (quantidades) e  $PXi$  (preços);  $i = 1, \dots, 6$ .

Vale ressaltar que os itens 1, 2 e 3 das importações representam a totalidade dos componentes dos índices  $MQ$  e  $PM$ , que já foram analisados e são os índices gerais para o total importado. Da mesma forma, os itens 2, 3 e 4 das exportações representam a totalidade dos componentes dos índices  $XQ$  e  $PX$  para o total exportado (ou, alternativamente, os itens 1 + 6). Quanto ao item 4 (petróleo) no caso das importações e aos itens 5 e 6 (açúcar e café) no caso das exportações, foram também incluídos por se tratar de importantes produtos nas respectivas pautas.

Com base na esquematização teórica discutida nas seções anteriores, as regressões têm a seguinte estrutura:

$$\log MQi = e_0 + e_1 \log Y + e_2 \log \frac{PMi}{P|ER} \quad i = 1, \dots, 4 \quad (11)$$

$$\log XQi = f_0 + f_1 \log YW + f_2 \log \frac{P|ER}{PXi} \quad i = 1, \dots, 6 \quad (12)$$

Supõe-se que as elasticidades-renda ( $e_1$  e  $f_1$ ) são positivas e que as elasticidades-preço ( $e_2$  e  $f_2$ ) são negativas.

É importante frisar que, em vista da impossibilidade de se escolher índices setoriais de preços por atacado que fossem adequados para cada um dos dez grupos, optou-se pela utilização do mesmo  $P$  (índice geral de preços por atacado) para todos os setores. Neste sentido, vale enfatizar a existência de uma elevada correlação entre os diversos IPA's, o que justifica empiricamente a utilização da variável  $P$  em todas as regressões.

Foi considerada também a variável *dummy*  $DI$  ( $1968/73 = 1$ ) — já mencionada anteriormente — para tentar captar efeitos da política de incentivos daquele período sobre alguns setores do comércio exterior. Conforme foi comentado, tal variável não foi significativa ao nível agregado em consequência de problemas de severa multicolinearidade, tendo acontecido o mesmo para todos os grupos ou classes considerados na análise desagregada.

A seguir tem-se o quadro resumido das estimativas feitas para os quatro setores de importações e os seis de exportações. Incluem-se também as estimativas agregadas, embora estas sejam para 1965/74, enquanto as desagregadas são para 1965/73:

#### Importações

Grupos	Elasticidade-Renda	Elasticidade-Preço	R <sup>2</sup>	D. W.
Geral	1,4930 (27,15)	— 0,4949 (— 2,02)	0,9949	1,84
Bens de consumo final	1,0949 (3,82)	0,2128 (0,27)	0,9213	1,49
Bens de consumo intermediário	1,1264 (8,79)	— 0,0234 (— 0,31)	0,9719	1,98
Bens de capital	1,9331 (13,09)	— 0,7268 (— 3,53)	0,9883	2,27
Petróleo bruto	1,1491 (12,27)	+ 0,6630 (2,84)	0,9766	2,83

## Exportações

Grupos	Elasticidade-Renda	Elasticidade-Preço	R <sup>2</sup>	D. W.
Geral	1,9661 (12,24)	— 0,4109 (— 2,46)	0,9689	2,57
Geral, exclusive café	2,4141 (6,37)	— 0,8702 (— 1,66)	0,9246	1,41
Indústria extrativa mineral	5,1283 (6,13)	— 2,0429 (— 2,62)	0,9428	1,57
Indústria de transformação	2,5297 (6,60)	— 0,6829 (— 1,83)	0,9454	2,34
Produtos não-industrializados	1,0102 (8,66)	+ 0,1698 (1,59)	0,9260	2,69
Açúcar	1,2126 (1,20)	— 0,9454 (— 1,86)	0,8483	1,94
Café	0,4234 (3,38)	+ 0,4188 (4,05)	0,8320	1,90

Antes de analisarmos os resultados acima, devemos registrar aqui a famosa lista de Orcutt<sup>13</sup> a respeito do viés para baixo nas estimativas de elasticidades-preço. Há cinco fatores atuando neste sentido: simultaneidade, erros de observação nos índices, agregação, efeitos de curto e longo prazo, e efeitos de tamanho.

No caso do viés gerado pela simultaneidade, ele só não existirá quando as elasticidades de oferta forem suficientemente elevadas. Com relação a erros de observação na variável de preços, Orcutt também mostra econometricamente que existe um viés para zero na elasticidade-preço quando tais erros se verificam. O problema da

<sup>13</sup> Ver Orcutt, *op. cit.*

agregação na análise de elasticidades é complexo e não será discutido aqui. É na questão do *timing* — efeitos de curto e longo prazo — que as observações de Orcutt são particularmente valiosas: elasticidades de curto prazo tendem a ser menores do que as de longo prazo. Além disso, temos o efeito do tamanho, sendo que as elasticidades podem ser maiores para grandes variações de preços (tais como uma desvalorização) do que para pequenas.

Todas estas observações — particularmente as referentes aos problemas de simultaneidade e *timing* — levam-nos, de uma maneira geral, a considerar as estimativas obtidas para as elasticidades-preço como tendo algum viés para baixo. Conseqüentemente, como os resultados obtidos são, mesmo assim, significativos na maioria dos casos, pode-se concluir que o comércio exterior brasileiro responde satisfatoriamente a variações de preços, não havendo motivos para pessimismo com relação a inelasticidades.

Do lado das importações na análise desagregada, podem ser feitas as seguintes ordenações das elasticidades mais altas e mais baixas:

	<i>Renda</i>	<i>Preço</i>
Bens de consumo final	Mais baixa	Não-significativa
Bens de consumo intermediário	Intermediária	Não-significativa
Bens de capital	Mais alta	Mais alta

Quanto às exportações, temos as seguintes ordenações:

	<i>Renda</i>	<i>Preço</i>
Indústria extrativa mineral	Mais alta	Mais alta
Indústria de transformação	Intermediária	Intermediária
Não-industrializados	Mais baixa	Não-significativa

De uma maneira geral, as estimativas se conformam com resultados que poderiam ser esperados *a priori*. Todas as elasticidades-renda são significativas e positivas. Não é surpresa, por exemplo, a mais baixa elasticidade-renda nas exportações para os produtos não-industrializados e para os seus subcomponentes açúcar e café. Tam-

bém não é surpresa a mais alta elasticidade-renda nas importações para os bens de capital.

Com relação às elasticidades-preço, depois de estarmos prevenidos pelo possível viés para baixo, os resultados parecem aceitáveis. Do lado das exportações, destaca-se a alta elasticidade da indústria de mineração, em contraste com o resultado não-significativo dos produtos não-industrializados. Além disso, dentro dos não-industrializados, o coeficiente para café é significativo porém positivo.<sup>14</sup> Do lado das importações, a relativamente alta elasticidade-preço dos bens de capital compensa de certa maneira a elasticidade nula nos outros setores. Verifica-se também um efeito perverso para o petróleo com relação a preços, embora — é bom frisar — o ano de 1974 não tenha sido incluído nestas regressões desagregadas.

#### 4 — A conta de serviços

São apresentados nesta seção alguns resultados econométricos referentes à conta de serviços do balanço de pagamentos. Mais especificamente, consideram-se os resultados líquidos (despesa menos receita ou *deficit*) das contas de viagens, transportes e rendas de capitais para este exercício quantitativo. Outras contas residuais (seguros, serviços governamentais e outros) não serão analisadas, embora seja comentado também o resultado para o *deficit* global de serviços. Evidentemente, como estamos utilizando resultados líquidos e em face da ausência de uma estrutura teórica sólida, as estimativas abaixo têm de ser encaradas com reservas. Elas se justificam, porém, pelo interesse crescente na realização de previsões a respeito destas contas do balanço de pagamentos.

<sup>14</sup> Tal resultado não deve ser visto como paradoxal, mas antes como possível consequência de algum poder de monopólio do País no mercado cafeeiro. Isto faria com que a abordagem aqui utilizada não seja totalmente válida para este produto, já que as quantidades exportadas pelo Brasil certamente afetam o preço internacional, justamente na direção indicada pela regressão. Evidentemente, esta interpretação *ex-post* dos resultados pode ser incorreta. De qualquer forma, o ponto principal é que, em casos como o do café, a hipótese de exogeneidade a respeito de preços deixa de ser válida.

#### 4.1 — Transportes

Faz-se a hipótese de que o *deficit* (despesa menos receita) de transportes se relaciona ao movimento do comércio exterior de bens. A medida deste movimento é feita de duas maneiras, seja pelo total comercial ou  $XV + MV$ , seja apenas pelo valor das importações  $MV$ .

Por trás da hipótese, o que se tem é uma demanda por serviços de transporte que depende basicamente da atividade comercial. Esta demanda se traduz num efeito positivo da atividade comercial sobre o *deficit*, ao passo que seus reflexos atuam mais sobre o lado das despesas. É fato, porém, que à medida que a indústria nacional de transportes responde mais rapidamente aos acréscimos de demanda, o efeito positivo pode ser reduzido. De qualquer modo, neste exercício preliminar, tomou-se a relação entre o *deficit* de transportes e o movimento comercial como linear e com coeficientes constantes.<sup>15</sup>

$$TRANS = - 123,028 + 0,0583 (XV + MV) \\ (46,21)$$

$$R^2 = 0,9963 \quad \bar{R}^2 = 0,9963 \quad D. W. = 2,69$$

$$TRANS = - 55,1016 + 0,0925 MV \\ (21,16)$$

$$R^2 = 0,9824 \quad \bar{R}^2 = 0,9824 \quad D. W. = 2,36$$

Ambas as estimativas são satisfatórias, sendo mesmo difícil a escolha de uma das duas. Os resultados com  $XV + MV$  são ligeiramente mais favoráveis, apesar da maior estatística Durbin-Watson.

<sup>15</sup> TRANS corresponde ao *deficit* de transportes com sinal positivo. Deve-se observar que, em princípio, as exportações não geram despesas de transporte em divisas, mas podem implicar recebimentos. Assim, formalmente, os recebimentos é que estão relacionados ao movimento comercial total, e os pagamentos apenas às importações. Em consequência, o relacionamento apresentado entre o volume total de transações e o *deficit* é uma simplificação empírica, que parece adequada em face da alta correlação existente entre o movimento comercial e as importações, ou seja, entre  $XV + MV$  e  $MV$  apenas.

## 4.2 — Rendas de capitais

As rendas de capitais se subdividem em receitas e despesas de juros, lucros e dividendos. Como os dados mostram nitidamente uma predominância do item juros (72% sobre o *deficit* de rendas de capitais em 1974 ou 84% sobre as despesas naquele mesmo ano), a formulação econométrica se baseou estritamente neste item. Assim, foi feita a hipótese de que a receita de juros se relaciona às reservas internacionais e à taxa de juros externa, enquanto a despesa se liga à dívida bruta e também aos juros externos. Resultou em consequência uma formulação simplificada para o *deficit*, na qual este depende da dívida líquida (dívida bruta menos reservas) e dos juros externos. Estas duas variáveis aparecem separadamente e conjuntamente nas regressões para as rendas de capitais.<sup>16</sup>

$$RCAP = -16,1309 + 0,0695 \text{ DIVL} + 9,63 \text{ JEXT}$$

$(4,55) \qquad (0,45)$

$$R^2 = 0,8567 \quad \bar{R}^2 = 0,8388 \quad D. W. = 1,68$$

$$RCAP = 174,645 + 0,00562 (\text{JEXT} \times \text{DIVL})$$

$(5,24)$

$$R^2 = 0,7745 \quad \bar{R}^2 = 0,7745 \quad D. W. = 1,09$$

As estimativas confirmaram os resultados esperados, com um poder de explicação bastante satisfatório. A segunda equação, onde a dívida líquida é multiplicada pelos juros externos, parece ser mais adequada. Usando-se valores médios para as variáveis dependente e independente, a elasticidade do *deficit* RCAP com relação aos juros da dívida líquida é de  $0,00562 \times (40280) / (400,9) = 0,5647$ .

<sup>16</sup> Observe-se que *RCAP* é o *deficit* de rendas de capitais com sinal positivo, *DIVL* a dívida líquida e *JEXT* representa juros externos (eurodólar). Ver também a lista ao final do artigo, sobretudo para a definição da dívida bruta. Ver a próxima seção para o relacionamento da dívida bruta com a conta de capital. Observe-se que utilizamos aqui dívida líquida no período  $t$  e não no período  $t-1$ , mas o inverso poderia ser feito sem alterar substancialmente os resultados.

### 4.3 — Viagens

Procurou-se relacionar o *deficit* das viagens internacionais com as seguintes variáveis: renda doméstica (efeito sobre as despesas), renda mundial (efeito sobre a receita), e preço relativo medido convencionalmente pela relação entre o nível geral de preços no Brasil traduzido em dólares pela taxa de câmbio e o nível de preços externos em dólares medido por um índice de preços dos EUA. Além disso, foi introduzida a variável *dummy* para o período 1968/73, procurando refletir as maiores facilidades de comunicação e de financiamento. Finalmente, como o *deficit* de viagens é medido em termos nominais e todas as variáveis independentes são reais, introduziu-se ainda o índice de preços dos EUA separadamente.<sup>17</sup> Dois resultados se seguem:

$$VIAG = -118,50 + 60,88 DI - 65,90 \left( \frac{PUS \cdot ER}{P} \right) + 274,65 PUS$$

(3,51)      (-1,79)      (6,04)

$$R^2 = 0,9765 \quad \bar{R}^2 = 0,9697 \quad D. W. = 2,90$$

$$VIAG = 66,268 + 70,83 DI - 84,59 \left( \frac{PUS \cdot ER}{P} \right) - 58,97 PUS +$$

(4,37)      (-2,49)      (-0,30)

$$+ 0,5900 \frac{Y}{YW}$$

(1,70)

$$R^2 = 0,9851 \quad \bar{R}^2 = 0,9777 \quad D. W. = 2,83$$

Pode-se observar que o poder de explicação é bastante satisfatório, destacando-se o substancial efeito da variável *dummy* e a confirmação de todos os sinais esperados. Note-se que, para economizar um grau de liberdade, as variáveis de renda entram na regressão na forma  $Y/YW$ . O sinal negativo inesperado para o nível de preços dos EUA — PUS — em uma das regressões deve certamente ser atri-

<sup>17</sup> Aqui, *VIAG* corresponde ao *deficit* de viagens internacionais com sinal positivo. Os outros símbolos já foram utilizados em seções anteriores. Ver também a lista de variáveis ao final do artigo.

buído à multicolinearidade com a variável *dummy* e sobretudo com a variável  $Y/YW$ . Isto fica evidente já que, quando  $Y/YW$  não é incluída, a variável PUS toma o sinal correto. Outro aspecto a destacar é o efeito significativo da taxa cambial sobre os serviços de viagens internacionais.

#### 4.4 — Deficit de serviços

Por definição, o *deficit* de serviços SERV é igual a TRANS + RCAP + VIAG + outros itens residuais. Entre estes outros itens — que representaram em 1974, por exemplo, apenas 11% do *deficit* — estão: seguros, serviços governamentais e outros serviços. Assim, sem especificação da constante da equação, o *deficit* da conta de serviços poderia, por mera adição dos resultados desagregados, ser igualado a  $0,0583 XV + MV + 0,00562 (JEXT \times DIVL) + 70,83 DI - 84,59 (PUS \cdot ER/P) - 58,97 PUS + 0,5900 \frac{Y}{YW}$ .

Foram feitas também algumas estimativas diretas deste *deficit* em serviços. Evidentemente, não seria viável a inclusão de todas as variáveis listadas no parágrafo anterior para efeito de teste de significância. Realizaram-se algumas experiências, registrando-se aqui os dois resultados mais interessantes:

$$SERV = 358,28 - 0,0590 DIVL + 0,1496 (XV + MV) - \\ (-1,49) \quad (6,75) \\ - 29,57 JEXT + 131,57 DI \\ (-1,63) \quad (2,04)$$

$$R^2 = 0,9932 \quad \bar{R}^2 = 0,9899 \quad D. W. = 2,02$$

$$SERV = 165,52 + 0,1170 (XV + MV) \\ (21,83)$$

$$R^2 = 0,9835 \quad \bar{R}^2 = 0,9835 \quad D. W. = 1,98$$

Claramente, o efeito da atividade comercial é o mais potente, justificando o elevado  $R^2$ . Como este efeito se processa por hipótese pelo item transportes, é interessante ressaltar que se trata de uma

relação eminentemente empírica. Isto porque estamos constatando um relacionamento entre o *deficit* de serviços e o movimento comercial medido por  $XV + MV$ , mas tal relacionamento não parte necessariamente da análise baseada na formulação de uma demanda por serviços de transporte. Com efeito, à medida que o setor doméstico vá respondendo ao acréscimo da demanda, o *deficit* pode ser reduzido. Em outras palavras, um programa de substituição de importações de serviços de transporte pode certamente quebrar o coeficiente — constante no modelo acima — de 0,12 ou 0,15, que equivale a uma elasticidade de 0,85 ou 1,06, respectivamente. Uma análise superficial dos dados, todavia, não revelou tendência para que estes coeficientes ou elasticidades declinassem entre 1965 e 1974.

De qualquer maneira, como o efeito da dívida líquida sobre o *deficit* de serviços está praticamente fora do controle das autoridades governamentais, parece claro que a redução do *deficit* de serviços está diretamente vinculada à atuação sobre os coeficientes discutidos acima, mediante programas de substituição de importação de serviços de transporte.

## 5 — A conta de capitais

O *superavit* da conta de capital do balanço de pagamentos (CAP) corresponde aos investimentos estrangeiros líquidos (*INV*) mais os empréstimos e financiamentos (*EF*) menos as amortizações (*AMORT*), além de contas residuais.<sup>18</sup>

O *approach* utilizado para analisar quantitativamente o movimento de capitais compreendeu a realização de estimativas desagregadas para as três principais contas — *INV*, *EF* e *AMORT* — bem como a execução de estimativas agregadas para o *superavit* CAP.<sup>19</sup>

<sup>18</sup> Vale observar que estas contas residuais representaram menos de 3% do *superavit* total da conta de capital em 1974, por exemplo.

<sup>19</sup> A análise apresentada aqui é bastante convencional. Ver como referências W. Branson e R. Hill, "Capital Movements in the OECD Area", in *Occasional Studies* (Paris: Organization for Economic Cooperation and Development (OECD), 1971); P. Khouri e M. Porter, "International Capital Flows and Portfolio Equilibrium", in *Journal of Political Economy* (maio-junho de 1974).

## 5.1 — Investimentos

Para os investimentos estrangeiros líquidos, adotou-se uma formulação simples — certamente inadequada, mas justificada pelos resultados empíricos pouco plausíveis obtidos com esquemas mais sofisticados. Assim, a entrada de investimentos no País em dólares constantes  $INV/PUS$  é relacionada simplesmente à evolução do produto real industrial numa forma linear:

$$\frac{INV}{PUS} = -370,23 + 1,1114 Y$$

(5,59)

$$R^2 = 0,7962 \quad \bar{R}^2 = 0,7962 \quad D. W. = 2,19$$

A elasticidade implícita é de  $1,1114 \times (517,75) / 205,23 = 2,8038$ . É necessário ao menos registrar aqui as outras variáveis consideradas na análise dos investimentos estrangeiros,<sup>20</sup> mas depois abandonadas:  $DI$ ,  $CRESC$ ,  $(PUS.ER)/P$ . Sem dúvida alguma, a análise deste item do balanço de pagamentos não foi satisfatória e tem de ser considerada como preliminar.

## 5.2 — Empréstimos e financiamentos

Para a análise do item empréstimos e financiamentos, foram considerados três fatores básicos — custo, financiamento comercial e risco. Supõe-se que a demanda por empréstimos depende de uma medida de custo dada pelo diferencial entre juros externos — devidamente ajustados pela desvalorização cambial esperada — e juros internos. Simplificadamente, esta variável de custo medida como

<sup>20</sup> A definição precisa das variáveis listadas a seguir aparece ao final deste artigo. Teoricamente, outra variável que poderia ser considerada seria um diferencial (ou expectativa de) de taxas reais de juros entre o Brasil e o exterior, mas há sérios problemas de medição com relação a tal variável. De qualquer forma, é um fator que deve ser levado em conta em pesquisas futuras sobre investimentos estrangeiros. Para uma análise das relações entre as mini-desvalorizações e as taxas de juros, ver A. C. Lemgruber, "O Sistema Cambial Brasileiro e as Taxas Flutuantes", in *Conjuntura Econômica* (maio de 1976).

$JEXT + DEVAL + JINT$  (ver Seção 8 para lista de variáveis).<sup>21</sup> Outra variável importante na demanda por empréstimos se relaciona à parcela da atividade comercial que é financiada. Para relacionar os capitais ao movimento comercial, utilizaram-se duas alternativas — o *deficit*  $XV - MV$  ou o valor das importações  $MV$  — que procuram aproximar, respectivamente, variações ou níveis absolutos de comércio exterior que podem gerar fluxos de capitais. A oferta de empréstimos externos é infinitamente elástica, correspondendo a uma dada taxa de juros externa. Finalmente, há uma medida de risco — o chamado coeficiente de solvência ou dívida líquida/exportações — que funciona como uma *proxy* para o diferencial ou *spread* entre os juros externos efetivamente pagos pelos tomadores brasileiros e os juros externos no mercado de eurodólares, por exemplo. Supõe-se que quanto maior o coeficiente, maior será aquele *spread*, aumentando assim o custo efetivo do financiamento externo.

Além disso, há outras variáveis explicativas adicionais. Incluiu-se uma variável *dummy*  $DI$  para o período 1968/73, destinada a captar efeitos da intensa legislação sobre empréstimos externos no período, que correspondem a aumentos ou reduções no diferencial de juros. Foi também considerada uma variável de renda mundial para captar efeitos da atividade econômica internacional no mercado de empréstimos externos, que podem ser positivos, na medida em que estimulam o movimento comercial brasileiro e conseqüentemente a demanda brasileira por empréstimos externos, ou negativos na medida em que estimulam a demanda por parte de competidores pelos recursos disponíveis no mercado.

Os efeitos esperados sobre os empréstimos externos<sup>22</sup> são os seguintes:  $DEVAL + JEXT - JINT - ; (MV - XV) / PUS + ;$

<sup>21</sup> Para uma discussão detalhada sobre fluxos e estoques, níveis e variações, relacionada aos movimentos de capitais, ver W. Branson e R. Hill, *op. cit.* Apesar da elaborada discussão de Branson e Hill, vamos manter neste exercício o *approach* tradicional, relacionando fluxos de capitais a *níveis* de juros. Futuramente, vale testar a teoria daqueles autores — baseada na teoria de *portfolio* de Markovitz (*Portfolio Selection*, Cowles Foundation, New Haven, 1959) — de que *variações* nos juros determinam os fluxos de capitais.

<sup>22</sup> A maioria das variáveis listadas a seguir já foi discutida em seções anteriores. Para uma definição precisa dos símbolos e variáveis, ver lista ao final do artigo.

$DIVL/XV$  — ;  $DI$  ? ;  $YW$  ? . Vale ressaltar o efeito negativo da variação cambial ( $DEVAL$ ), em contraste com o efeito positivo do nível da taxa cambial sobre a conta comercial

Problemas de multicolinearidade motivaram a consideração de duas equações alternativas:

$$\frac{EF}{PUS} = -7501,1 \bar{t} - \underset{(-1,62)}{946,14} DI + \underset{(0,82)}{13,74} (DEVAL + JEXT - JINT) + \underset{(2,31)}{0,5109} \left( \frac{MV - XV}{PUS} \right) + \underset{(3,78)}{9937,4} YW$$

$$R^2 = 0,9362 \quad \bar{R}^2 = 0,9043 \quad D.W. = 1,82$$

$$\frac{EF}{PUS} = \underset{(0,54)}{1036,6} + \underset{(0,54)}{253,48} DI - \underset{(-0,86)}{693,75} \frac{DIVL}{XV} + \underset{(5,47)}{0,5768} \frac{MV}{PUS} - \underset{(-0,31)}{5,5373} (DEVAL + JEXT - JINT)$$

$$R^2 = 0,9155 \quad \bar{R}^2 = 0,8733 \quad D.W. = 1,78$$

Os resultados não são inteiramente satisfatórios, verificando-se, por exemplo, sinal inesperado e/ou baixa significância para a *dummy* e para o diferencial de juros. Por outro lado, fica bastante nítida a estreita correlação entre o *deficit* em conta-corrente e a entrada de capitais de empréstimo.

Não se deve retirar deste exercício a conclusão de que o movimento de capitais de empréstimo é insensível ao diferencial de juros. É mais correto supor-se que os dados utilizados não foram capazes de medir corretamente o efeito-preço na demanda por empréstimos externos por diversas razões, entre estas a dificuldade de se medir expectativas de desvalorização e a possibilidade de que existam *lags* naquele efeito. É possível que a execução de exercício semelhante com dados trimestrais, por exemplo, produza resultados mais satisfatórios. Voltaremos a falar sobre isto na próxima Subseção 4.

### 5.3 — Amortizações

A estimativa para as amortizações (médio e longo prazo) é extremamente simplificada, estabelecendo-se uma relação linear entre as amortizações em dólares constantes e a dívida bruta em dólares constantes.

$$\frac{AMORT}{PUS} = 14,4862 + 0,1161 \frac{DIV}{PUS} \quad (13,12)$$

$$R^2 = 0,9556 \quad \bar{R}^2 = 0,9556 \quad D. W. = 1,88$$

Evidentemente, estamos diante de uma tentativa de aproximação do processo de amortização da dívida. É certo que uma política de administração do perfil da dívida externa pode reduzir a relação  $AMORT/DIV$  e, conseqüentemente, o coeficiente 0,1161. Além disso, poderíamos ter usado a dívida no período anterior em lugar de  $DIV$ . De qualquer modo, os resultados são satisfatórios, correspondendo a uma elasticidade de  $0,9752 = 0,1161 \times (4942,7) / (588,42)$ . O que temos, na verdade, é uma relação média, sugerindo que 11,6% da dívida costumam ser amortizados anualmente. Futuramente, pode-se pensar em um modelo mais sofisticado, que permita variação no coeficiente da regressão para refletir a melhoria no “perfil” da dívida externa.

### 5.4 — A conta de capital

O *superavit* da conta de capital do balanço de pagamentos ( $CAP$ ) corresponde a  $INV + EF - AMORT$ , além de contas residuais. Se fôssemos analisar o *superavit* da conta de capitais agregando os resultados obtidos anteriormente, teríamos:

$$\begin{aligned} \frac{CAP}{PUS} = & \text{Constante} + 1,1114 Y - 0,1161 \frac{DIV}{PUS} - 946,14 D1 + \\ & + 13,74 (DEVAL + JEXT - JINT) + 0,5109 \left( \frac{MV - XV}{PUS} \right) + \\ & + 9937,4 YW \end{aligned}$$

Com base na equação alternativa para *EF*, teríamos:

$$\frac{CAP}{PUS} = Constante + 1,1114 Y - 0,1161 \frac{DIV}{PUS} + 253,48 DI - \\ - 693,75 \frac{DIVL}{XV} + 0,5768 \frac{MV}{PUS} - 5,5073 (DEVAL + JEXT - JINT)$$

Como nas seções anteriores, porém, foram feitas também estimativas diretas para o *superavit*, utilizando as principais variáveis que aparecem nas equações acima. Novamente, a severa multicolinearidade forçou a eliminação de algumas variáveis. Alguns resultados agregados são apresentados a seguir:

$$\frac{CAP}{PUS} = - 517,41 + 554,91 DI + 0,5217 \frac{MV}{PUS}$$

(1,81)                      (6,96)

$$R^2 = 0,9234 \quad \bar{R}^2 = 0,9138 \quad D. W. = 1,70$$

$$\frac{CAP}{PUS} = 533,083 + 400,97 DI - 2,2976 (DEVAL + JEXT - JINT) -$$

(1,08)                      (-0,17)

$$- 571,14 \frac{DIVL}{XV} + 0,5061 \frac{MV}{PUS}$$

(-0,90)                      (6,07)

$$R^2 = 0,9350 \quad \bar{R}^2 = 0,9025 \quad D. W. = 1,83$$

A variável de custo – diferencial de juros ajustado pela desvalorização – aparece numa das equações apenas para efeito de registro do resultado, mas – como nas estimativas para *EF* – o seu coeficiente não é significativo. De qualquer modo, vale lembrar novamente que, em face das dificuldades de medição desta variável e também por causa dos juros implícitos na legislação do período, tal resultado sugere não uma rejeição da sensibilidade dos capitais aos juros, mas antes a necessidade de pesquisa mais minuciosa sobre o assunto, inclusive com dados trimestrais. Ainda a este respeito, é interessante observar que a variável *dummy DI*, ao aparecer aqui com sinal positivo a um valor de *t* maior do que 1, pode estar representando justamente o efeito favorável da legislação de incentivos

aos empréstimos externos no período. Como se sabe, são três os principais instrumentos da legislação, correspondendo no fundo a reduções ou acréscimos no diferencial de juros: prazos dos empréstimos, depósitos compulsórios, e imposto de renda.

De qualquer modo, ainda sobre as estimativas diretas agregadas, pode-se dizer com alguma segurança que a principal informação dada pelos resultados acima é que a conta de capital está realmente vinculada à conta comercial — como sugerem os efeitos claramente significativos de  $MV/PUS$ .

## 6 — Algumas implicações

Como este estudo já está um pouco longo, parece ser mais interessante evitar uma análise quantitativa minuciosa das previsões e simulações que certamente podem ser feitas a partir dos resultados apresentados nas seções anteriores. Ao contrário, vamos-nos restringir nesta seção à discussão verbal das principais implicações daqueles resultados econométricos.

Há duas razões suficientes para que a discussão que se segue seja concentrada na balança comercial. A primeira é que os resultados econométricos são mais satisfatórios para a conta comercial, em contraste com os números para a conta de serviços e de capitais, cuja análise quantitativa (ver Seções 4 e 5) deve ser considerada como extremamente preliminar. A segunda é que, efetivamente, verificou-se haver uma estreita vinculação entre as contas de serviços e de capitais e a conta comercial. Assim, o principal determinante da evolução do *deficit* de serviços parece ser realmente o movimento comercial medido por  $XV + MV$ . Como um parênteses, note-se aí a rigidez do *deficit* de serviços — pelo menos a curto prazo — que tende a aumentar simplesmente em função do acréscimo no movimento do comércio exterior. Também na conta de capital, o principal determinante parece ser também a variável comercial, registrando talvez o caráter até certo ponto residual daquela conta (*deficit* em conta-corrente mais variação nas reservas internacionais).

Com relação à balança comercial, a principal implicação corresponde à verificação empírica feita nas Seções 2 e 3 de que efetivamente o *deficit* comercial depende das variáveis sugeridas pela teoria econômica convencional do comércio internacional. Mais especificamente, constataram-se os efeitos favoráveis (negativos) sobre o *deficit* da expansão da renda mundial, da desvalorização cambial e da melhoria das relações de troca, bem como os efeitos desfavoráveis (positivos) da expansão de renda interna, da inflação doméstica e do ano atípico de 1974 (e talvez de 1975, se este ano pudesse ter sido incluído).

Mais importante ainda foram as altas elasticidades-renda e preço encontradas na análise da balança comercial. Por exemplo, na estimativa direta feita para a balança comercial, encontrou-se uma elasticidade-renda de 2,7 e uma elasticidade-preço de  $-3,8$ . Isto significa — com base na forma em que as variáveis entram naquela regressão — que *caeteris paribus* um diferencial negativo de crescimento entre o Brasil e os países industriais de 10% melhora o *deficit* de 27%, e uma desvalorização cambial real de 10%, com relação constante de trocas, melhora o *deficit* de 38%.

Estas verificações empíricas são importantes, principalmente quando consideramos a necessidade de se reduzir o *deficit* comercial verificado em 1974/75, para evitar tendências explosivas na relação dívida líquida/exportações, por exemplo.

Com efeito, o aumento da dívida externa líquida (dívida bruta menos reservas) é, por identidade aritmética, igual ao *deficit* da conta corrente (comercial mais serviços) menos investimentos estrangeiros líquidos, desprezando-se algumas pequenas contas como transferências. Em face da rigidez do *deficit* de serviços — já comentada — e do nível insuficiente dos investimentos estrangeiros, é evidente que a principal variável determinante do crescimento da dívida externa líquida é o *deficit* comercial.

Em termos relativos, o sério problema de balanço de pagamentos a partir de 1974 pode ser resumido pelo impressionante salto verificado na proporção *deficit* comercial/exportações ou *deficit* comercial/PIB. Com mais alguma generalidade, em termos da *conta corrente* como um todo, tais proporções passaram de cerca de 30 e

1,5%, respectivamente, na média 1968/73, para cerca 85 e 6,5% em 1974/75.

Sabe-se <sup>23</sup> que a relação dívida líquida/exportações tende, a longo prazo, a ser igual à proporção "aumento da dívida líquida/exportações" (ou, simplificada, *deficit*/exportações) dividida pela taxa de crescimento das exportações. O mesmo é logicamente válido para a relação dívida/PIB. Evidentemente, os resultados de 1974/75 produziriam — se prosseguissem indefinidamente — uma relação dívida/exportações de longo prazo extremamente insatisfatória. Pior ainda seria se aquelas proporções mantivessem uma tendência ascendente para os próximos anos.

A estratégia ótima parece ser a de fazer inicialmente com que a proporção *deficit* em conta-corrente/exportações (ou *deficit* comercial/exportações) decresça de novo para os níveis normais de 1968/73. A proporção  $(MV - XV) / XV$  tem a seguinte taxa de crescimento (%) aproximada: <sup>24</sup>

$$\begin{aligned} & \frac{MV}{MV - XV} (MV\% - XV\%), \text{ já que } (MV - XV)\% \cong \\ & \cong \frac{MV}{MV - XV} MV\% - \frac{XV}{MV - XV} XV\%. \end{aligned}$$

Logicamente, o decréscimo da proporção ocorre na medida em que a taxa de crescimento das exportações é superior à das importações. Quanto maior o diferencial de taxas de crescimento, tanto mais rapidamente declinará aquela proporção. Depois que aquela proporção retornar aos níveis normais de 1968/73, então as taxas de crescimento de exportações e importações poderão voltar a ser aproximadamente iguais. Quando estas taxas são iguais, a proporção *deficit*/exportações permanece constante. Com uma proporção

<sup>23</sup> Ver, por exemplo, W. Branson, *Macroeconomic Theory and Policy* (New York: Harper and Row, 1972) e também "Dívida Externa Brasileira — Algumas Considerações", in *Conjuntura Econômica* (abril de 1976).

<sup>24</sup> Observe-se que  $MV\%$  representa a taxa de crescimento das importações,  $XV\%$  simboliza o crescimento das exportações e, finalmente,  $(MV - XV)\%$  está representando a taxa de crescimento do *deficit*. Certamente, estamos tratando aqui de valores em dólares correntes.

*deficit* em conta-corrente/exportações da ordem de 20% e uma taxa de crescimento de longo prazo para as exportações de 10%, a relação dívida líquida/exportações tenderá para 2, sem nenhuma tendência explosiva.

Os resultados empíricos apresentados neste trabalho sugerem que políticas de contenção da demanda agregada e de ajustamentos cambiais são perfeitamente capazes de restabelecer relações *deficit*/exportações e *deficit*/PIB normais. Por outro lado, está fora do escopo deste artigo analisar todos os custos e benefícios de tais políticas, que certamente poderiam incluir um tratamento de choque acompanhado de uma maxidesvalorização cambial.

## 7 — Sumário e conclusões

Procurou-se apresentar neste trabalho uma análise quantitativa das principais contas do balanço de pagamentos do Brasil, mediante estimação econométrica por regressões com mínimos quadrados comuns. Foram utilizados dados anuais para o período 1965/74, em geral.

Na Seção 2 é analisada a balança comercial, considerando-se o volume de importações e exportações globais, bem como o valor em dólares de importações e exportações. Há também estimativas diretas para o *deficit* da balança comercial em dólares. Uma análise relativamente desagregada (quatro grupos para importações e seis para exportações) da conta comercial aparece na Seção 3. De uma maneira geral, as estimativas não rejeitam a hipótese de que a conta comercial brasileira responde convencionalmente aos efeitos de renda e de preços.

Os principais itens da conta de serviços — transportes, viagens e rendas de capitais — são discutidos na Seção 4. Apesar do caráter preliminar dos resultados, verifica-se nitidamente uma estreita correlação entre a conta de serviços e o movimento comercial, principalmente em face da importância do item transportes naquela conta. Na Seção 5 são estudados os principais itens da conta de capitais — investimentos, empréstimos e amortizações. Os resultados não são total-

mente satisfatórios, destacando-se, porém, a estreita vinculação com a conta comercial.

Algumas implicações dos resultados econométricos estão na Seção 6. Basicamente, este estudo não rejeita a hipótese de que exportações e importações — e conseqüentemente o *deficit* comercial — são afetados por variáveis de renda (renda interna e renda mundial) e por variáveis de preço (preço interno, preço mundial e taxa de câmbio). Como há evidência de que todo o balanço de pagamentos está de certo modo vinculado à conta comercial, a mais importante implicação para efeito de política econômica, a ser tirada deste exercício, é a confirmação de que políticas monetárias e fiscais de demanda agregada, bem como políticas cambiais, podem melhorar a situação do balanço de pagamentos. Além disso, a variável exógena fora do controle das autoridades — renda mundial — deverá certamente apresentar evolução favorável para as exportações brasileiras nos próximos anos. Mas fica evidente que os efeitos favoráveis terão de ser complementados necessariamente pela atuação das autoridades sobre a variável de renda interna e sobre a variável de preço relativo, por intermédio de ajustamentos cambiais.

## 8 — Apêndice — lista de símbolos e variáveis

MV	Valor das importações FOB, milhões de dólares.
XV	Valor das exportações FOB, milhões de dólares.
Y	Índice de Produto Real — Indústria, 1949 = 100.
YW	Índice de Produto Real Mundial (Indústria), 1970 = 1 (ver nota abaixo).
ER	Taxa cambial, Cr\$/US\$, média anual.
P	Índice de preços por atacado (col. 12 — <i>Conjuntura Econômica</i> ), média anual, 1965/67 = 1.
XP	Geral — Preços de exportação (col. 141 — <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.
XPI	Geral, exclusive café — Preços de exportação (col. 142 — <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.

- XP2 Indústria Extrativa Mineral – Preços de exportação (col. 143 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- XP3 Ind. de Transformação – Preço de exportação (col. 144 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- XP4 Não-Industrializados – Preços de exportação (col. 153 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- XP5 Açúcar (col. 234 – *Conjuntura Económica*) – Preços de exportação, 1970 = 100.
- XP6 Café (col. 232 – *Conjuntura Económica*) – Preços de exportação, 1970 = 100.
- MP Geral – Preços de importação (col. 166 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- MP1 Bens de consumo final – Preços de importação (col. 167 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- MP2 Bens de consumo intermediário – Preços de importação (col. 170 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- MP3 Bens de capital – Preços de importação (col. 174 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- MP4 Petróleo bruto – Preços de importação (col. 214 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- D Variável *dummy*, 1974 = 1, 1965/73 = 0.
- IMPW Importações mundiais, milhões de dólares (ver nota abaixo).
- PUS Índice Deflator do PNB implícito EUA, 1958 = 1.
- CD Crédito Doméstico, Empréstimos das Autoridades Monetárias ao Setor Privado, Cr\$ milhões.
- XQ Geral – Quantidade exportada (col. 128 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- XQ1 Geral, exclusive café – Quantidade exportada (col. 129 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- XQ2 Ind. Extrativa Mineral – Quantidade exportada (col. 130 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.
- XQ3 Ind. Transformação – Quantidade exportada (col. 131 – *Conjuntura Económica*), 1970 = 100.

XQ4	Não-industrializados – Quantidade exportada (col. 140 – <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.
XQ5	Açúcar – Quantidade exportada (col. 228 – <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.
XQ6	Café – Quantidade exportada (col. 226 – <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.
MQ	Geral – Quantidade importada (col. 154 – <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.
MQ1	Bens de consumo final – Quantidade importada (col. 155 – <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.
MQ2	Bens de consumo intermediário – Quantidade importada (col. 158 – <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.
MQ3	Bens de capital – Quantidade importada (col. 162 – <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.
MQ4	Petróleo bruto – Quantidade importada (col. 202 – <i>Conjuntura Econômica</i> ), 1970 = 100.
SERV	<i>Deficit</i> da conta de serviços (com sinal positivo), milhões de dólares.
DIVL	DIV – RES, dívida líquida.
DIV	Dívida bruta, milhões de dólares (ver nota abaixo).
RES	Reservas internacionais, milhões de dólares.
JEXT	Juros externos, médias anuais – Eurodólar Londres – 3 meses, % ao ano.
JINT	Juros internos, Letras de câmbio – dezembro, % ao ano.
DEVAL	Varição percentual anual na média anual da taxa de câmbio ER.
DI	Variável <i>Dummy</i> , 1968/74 = 1, 1965/67 = 0.
RCAP	<i>Deficit</i> de rendas de capitais (juros, lucros, dividendos) (com sinal positivo), milhões de dólares.
VIAG	<i>Deficit</i> de viagens internacionais (com sinal positivo), milhões de dólares.
TRANS	<i>Deficit</i> de transportes (fretes mais outros) (com sinal positivo), milhões de dólares.

CAP	<i>Superavit</i> da conta de capitais, milhões de dólares.
INV	Investimentos Estrangeiros líquidos, milhões de dólares.
EF	Empréstimos e Financiamentos (médio e longo prazo mais empréstimos líquidos de curto prazo), milhões de dólares.
AMORT	Amortizações (médio e longo prazo), milhões de dólares.

*Notas:*

- 1) *Cálculo de YW*: Média ponderada da produção industrial (Alemanha, Japão, Reino Unido e Estados Unidos) com pesos 1/6, 1/6, 1/6 e 1/2. A participação destes quatro países no comércio exterior brasileiro é da ordem de 45% (1974, exportações mais importações). A participação dos EUA foi de cerca de 22% e dos outros três de 23%, daí os pesos utilizados.
- 2) *Cálculo de IMPW*: Soma das importações CIF da Alemanha, Japão, Reino Unido e Estados Unidos.
- 3) *Cálculo de DIV*: Série construída com base na aproximação  $\Delta \text{DIV} = \text{EF} - \text{AMORT}$ , partindo do valor publicado em 1973 para a dívida bruta.

*Fontes dos Dados Brutos:*

Conjuntura Econômica; Boletim do Banco Central; Banco do Brasil – CACEX; *International Financial Statistics*; *Federal Reserve Bank of St. Louis*.