

# Equilíbrio externo do Brasil: uma avaliação da perspectiva monetarista \*

ELIANA A. CARDOSO \*\*

RUDIGER DORNBUSCH \*\*\*

*Este ensaio examina a perspectiva monetarista em relação ao balanço de pagamentos do Brasil. A primeira seção revê o modelo teórico, que é, em seguida, estimado para o período de 1958 a 1978 (Seção 2). As Seções 3 e 4 estendem a análise, e a Seção 5 compara os resultados aqui obtidos com um exercício feito anteriormente por Connolly e Dantas.<sup>1</sup> Questionam-se, em diferentes planos, os resultados obtidos por estes autores e conclui-se que, embora a evidência empírica suporte uma versão mais flexível da perspectiva monetarista, as estimativas, em particular para o efeito de variações da renda e da inflação externa, são diferentes dos seus níveis teóricos.*

## 1 — A perspectiva monetarista

A perspectiva monetarista do balanço de pagamentos desenvolveu-se a partir de esforços do FMI de modelar problemas de política econômica, precedidos pela teoria holandesa.<sup>2</sup> Harry G. Johnson, Robert Mundell e seus estudantes (Frenkel e Johnson) enfatizaram

\* Os autores agradecem os comentários do Corpo Editorial desta Revista.

\*\* Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

\*\*\* Do Massachusetts Institute of Technology e da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas.

<sup>1</sup> Ver M. Connolly e J. Dantas, "Exchange Market Pressure in Postwar Brazil: An Application of the Girton-Roper Monetary Model", in *American Economic Review* (junho de 1979).

<sup>2</sup> Ver International Monetary Fund, *The Monetary Approach to the Balance of Payments* (Washington, D.C., 1978); e S. J. Prais, "Some Mathematical Notes on the Quantity Theory in an Open Economy", in *IMF Staff Papers* (maio de 1961).

este tipo de análise nos fins da década de 60.<sup>3</sup> O modelo particular que se discute aqui se deve a Girton e Roper, que o estimaram para o caso do Canadá.<sup>4</sup>

A perspectiva monetarista observa a relação contábil entre o balancete consolidado do sistema bancário, o equilíbrio externo e os agregados monetários. Denominando-se os ativos estrangeiros líquidos, o estoque de moeda e o crédito doméstico por  $NFA$ ,  $M$  e  $DC$ , respectivamente, a identidade contábil do balancete consolidado do sistema bancário estabelece que:

$$NFA + DC \equiv M \quad (1)$$

onde  $M$  representa o passivo total do sistema bancário consolidado. A perspectiva monetarista combina esta identidade com hipóteses a respeito do setor monetário da economia e do regime cambial, estabelecendo um elo entre as variações da demanda monetária, do crédito doméstico e dos ativos estrangeiros líquidos.

Denominando-se um acréscimo de  $\Delta$ , obtém-se de (1):

$$\Delta NFA \equiv \Delta M - \Delta DC \quad (1')$$

(1') ainda é uma identidade. O próximo passo é convertê-la numa teoria, impondo-se a hipótese de que a oferta monetária é sempre igual à demanda. Denominando-se os acréscimos à demanda monetária de  $\Delta M^d$  e impondo-se o equilíbrio ao mercado monetário,  $\Delta M = \Delta M^d$ , converte-se (1') na equação:

$$\Delta NFA = \Delta M^d - \Delta DC$$

<sup>3</sup> Ver Harry G. Johnson, *Further Essays in Monetary Economics* (Londres, 1972); Robert A. Mundell, *Monetary Theory* (Pacific Palisades, 1971); e J. Frenkel e Harry G. Johnson (eds.), *The Monetary Approach to the Balance of Payments* (Londres, 1976).

<sup>4</sup> Ver L. Girton e D. Roper, "A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experiences", in *American Economic Review* (setembro de 1977).

A perspectiva monetarista afirma que, num regime de taxas de câmbio fixas, acréscimos à demanda monetária aumentam os ativos financeiros externos líquidos, enquanto que uma expansão do crédito acarreta uma redução equivalente dos ativos financeiros externos líquidos. Num regime de taxas de câmbio flexíveis, ou manipuladas, a perspectiva monetarista transforma-se numa afirmação sobre variações nos ativos estrangeiros líquidos e/ou apreciação cambial, como veremos adiante. Um acréscimo ao crédito doméstico, por exemplo, acarreta uma redução equivalente nos ativos estrangeiros ou uma depreciação cambial, preços mais altos e, conseqüentemente, um aumento da demanda de moeda. Estes detalhes serão examinados mais adiante.

A atração da perspectiva monetarista reside no fato de que ela oferece uma estrutura simples e agregada para a análise dos ativos estrangeiros líquidos. Em termos de complexidade, ela pode ser comparada favoravelmente com a perspectiva alternativa, que especifica equações para as exportações, as importações e os fluxos de capitais, construindo dessa maneira um modelo para o equilíbrio externo e as variações nos ativos estrangeiros líquidos. Em seguida, desenvolvemos a perspectiva monetarista, começando por expressar a identidade (1) em variações percentuais:

$$r \equiv \Delta M/M - c \quad (2)$$

onde  $r \equiv \Delta NFA/M$  e  $c \equiv \Delta DC/M$  são usados por conveniência de notação.

O próximo passo impõe equilíbrio monetário, sendo a demanda de moeda nominal determinada pelo nível de preços, a renda real e a taxa de juros nominal:

$$M = PY\phi e^{-hi} \quad (3)$$

onde  $P$ ,  $Y$  e  $i$  denominam, respectivamente, o nível de preços, a renda real e a taxa de juros nominal. Esta forma funcional corresponde àquela proposta por Cagan.<sup>5</sup>

<sup>5</sup> Ver P. Cagan, "The Monetary Dynamics of Hyper-Inflation", in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money* (Chicago, 1956).

Diferenciando-se (3), obtém-se:

$$\Delta M/M = p + \phi y - h\Delta i \quad (3')$$

onde  $p$  e  $y$  representam variações percentuais, isto é,  $p \equiv \Delta P/P$  e  $y \equiv \Delta Y/Y$ . Substituindo-se (3') em (2), obtém-se:

$$r = p + \phi y - h\Delta i - c \quad (2')$$

Fecha-se o modelo, supondo-se que a teoria da paridade do poder de compra é procedente:

$$P = E P^* \quad (4)$$

onde  $E$  é o preço em cruzeiros da divisa estrangeira e  $P^*$  o nível de preços no exterior. A diferenciação logarítmica de (4) resulta numa equação para a taxa doméstica de inflação:

$$p = e + p^* \quad (4')$$

Substituindo-se (4') em (2'), obtém-se a forma final da equação, que descreve variações nas reservas e taxa de câmbio:

$$r - e = p^* + \phi y - h\Delta i - c \quad (5)$$

Esta equação implica que:

- a) um acréscimo à taxa de inflação externa acarreta acréscimo às reservas ou apreciação cambial, na mesma proporção;
- b) o crescimento da renda real induz acumulação de reservas ou apreciação cambial;
- c) aumentos na taxa de juros levam à perda de reservas e depreciação cambial; e

d) acréscimos à criação de crédito doméstico induzem igual redução das reservas ou depreciação cambial.

A teoria monetarista restringe, portanto, os sinais das variáveis renda real e taxa de juros e implica coeficientes da inflação externa e do crédito doméstico iguais respectivamente a mais e a menos um.

Trabalhos empíricos deverão testar a equação (5') :

$$r - e = a_0 + a_1c + a_2p^* + a_3y + a_4\Delta i \quad (5')$$

e tentar rejeitar as restrições:  $a_0 = 0$ ;  $a_2 = 1$ ;  $a_3 > 0$ ;  $a_4 < 0$ . A equação (5') não é, naturalmente, um teste da perspectiva monetarista, mas, antes, um teste conjunto de quatro hipóteses: a) a perspectiva monetarista do balanço de pagamentos; b) o equilíbrio contínuo no mercado monetário; c) a forma funcional e os determinantes da demanda de moeda; e d) a paridade do poder de compra constante. Outras hipóteses serão introduzidas na escolha da informação estatística para  $p^*$ ,  $y$  e  $i$  e da forma de se estimar a equação.

## 2 — O teste da perspectiva monetarista

A Tabela 1 reporta as estimativas da equação (5') para o Brasil no período 1958/78. Em primeiro lugar, comentamos brevemente as informações estatísticas e, em seguida, discutimos nossos resultados.

Os dados para as variações nos ativos estrangeiros líquidos,  $r$ , e para as variações no crédito doméstico líquido,  $c$ , foram derivados das informações contidas no *IFS Yearbook* do FMI para o sistema bancário consolidado.<sup>6</sup> Vale a pena observar que o crédito doméstico somado aos ativos estrangeiros apenas iguala a oferta monetária na ausência de um passivo não-monetário. No caso do Brasil, devido a grandes flutuações do passivo não-monetário, para que a identidade

<sup>6</sup> A descrição detalhada dos números é encontrada no Apêndice.

TABELA 1

$$r - e = a_0 + a_1c + a_2p^* + a_3y + a_4\Delta p$$

1958/78	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R^2$	DW	SER	Rho
Equação (1)	-0,03 (-0,17)	-0,99 (-7,51)	1,56 (2,27)	1,01 (0,72)	-0,46 (-1,74)	0,89	1,58	0,18	-0,11
Equação (2)	-0,18 (-1,26)	-0,93 (-9,30)	0,77 (1,04)	3,13 (1,99)	-0,77 (-2,66)	0,91	1,64	0,16	-0,47

NOTA: A variável  $y$  na equação (1) é a taxa de crescimento da renda real corrente e na equação (2) é uma média móvel das taxas de crescimento da renda real em três anos (ver Apêndice). As equações foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários e corrigidas pelo método de Cochrane-Oreutt para correlação serial de primeira ordem. As estatísticas  $t$  aparecem entre parênteses.

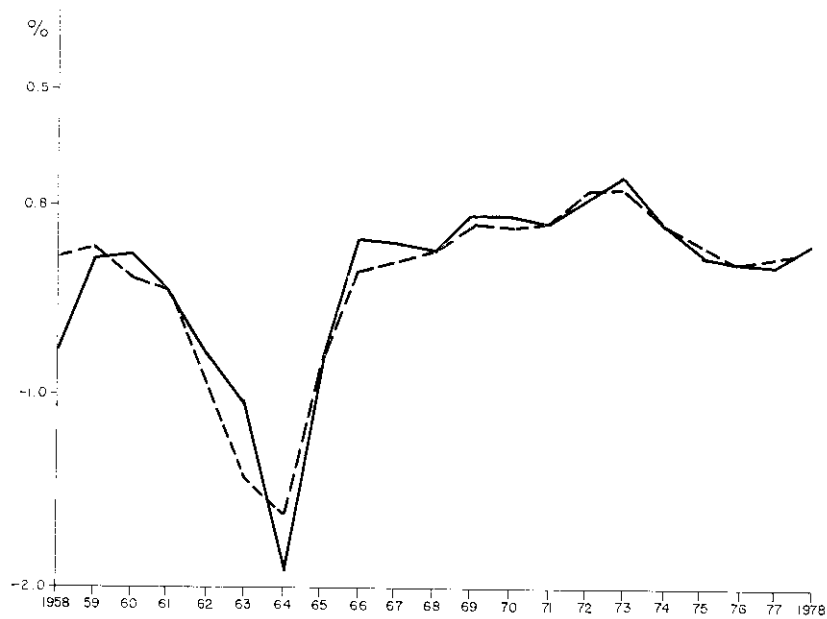
(1), subjacente à perspectiva monetarista, seja verdadeira, deve-se definir o crédito doméstico líquido como o crédito doméstico menos o passivo não-monetário.

A variável para a renda real é a taxa de crescimento corrente da renda real na equação (1), e é uma média móvel de três anos da taxa de crescimento da renda real na equação (2). A taxa de inflação externa é a taxa de inflação do índice geral de preços nos Estados Unidos. Medimos o custo alternativo de reter moeda pela taxa de inflação do índice geral de preços no Brasil. Assim sendo, acréscimos à taxa de juros,  $\Delta i$ , são representados por acréscimos à taxa de inflação,  $\Delta p$ . Escolhe-se a taxa de inflação como uma *proxy* para o custo alternativo da moeda porque não existe uma série representativa para a taxa de juros nominal que cubra todo o período. Finalmente, as observações retiradas do FMI e utilizadas para o crédito doméstico e os ativos estrangeiros só se encontram disponíveis a partir de 1957.

Da Tabela 1 constam nossas estimativas para o período 1958/78. Os valores preditos e observados para a equação (1) estão representados nos Gráficos 1 e 2 para a equação (2). Pode-se observar que:

a) Não se pode rejeitar a hipótese de que a constante seja nula, em nenhuma das duas equações, o que confirma a especificação teórica. Voltaremos a este ponto posteriormente.

Gráfico 1  
VALORES PREDITOS E OBSERVADOS

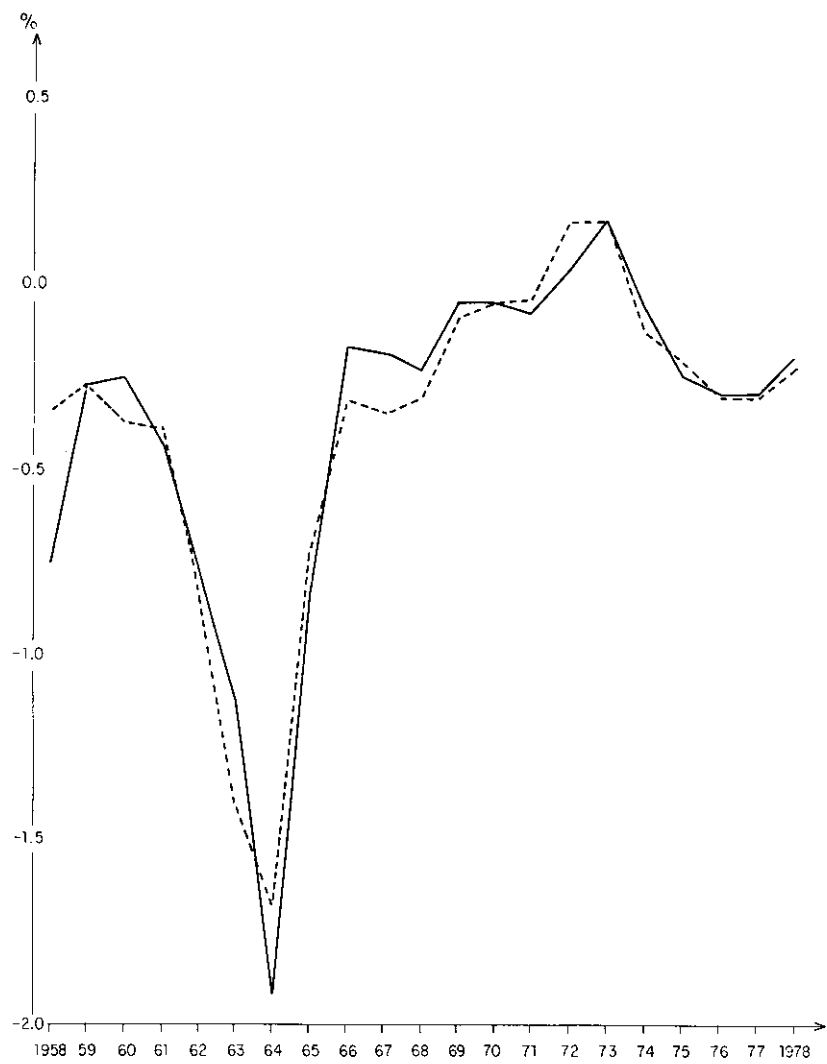


b) A expansão do crédito tem o sinal negativo, como antecipado, e é aproximadamente unitário, estando precisamente estimado em ambas as equações.

c) A inflação externa tem o sinal positivo predito, porém maior do que a unidade na equação (1) e menor do que a unidade na equação (2), estando imprecisamente estimado.

d) O crescimento da renda real tem o sinal positivo antecipado, também estimado imprecisamente. A estimativa de aproximadamente três na equação (2), naturalmente, excede de muito a elasticidade da demanda de moeda. Mesmo na equação (1), o coeficiente unitário provavelmente superestima a elasticidade-renda no Brasil, a

Gráfico 2  
VALORES PREDITOS E OBSERVADOS





julgar pela evidência recolhida por outros autores. Ao sumariá-la, Barbosa<sup>7</sup> observa que:

“A maior parte dos resultados obtidos indica claramente que as elasticidades-renda da moeda de curto e longo prazos são inferiores à unidade.”

e) Variações no custo alternativo de reter a moeda não só têm o efeito negativo esperado, como tal efeito se encontra estimado precisamente na equação (2).

f) Em ambas as equações, a tentativa de corrigir a correlação serial através do método de Cochrane-Orcutt não se mostrou satisfatória.

Os Gráficos 1 e 2 mostram os resíduos das equações (1) e (2). Os erros se encontram concentrados no período anterior a 1968, isto é, antes da introdução das minidesvalorizações. Exploramos o significado desses erros a seguir.

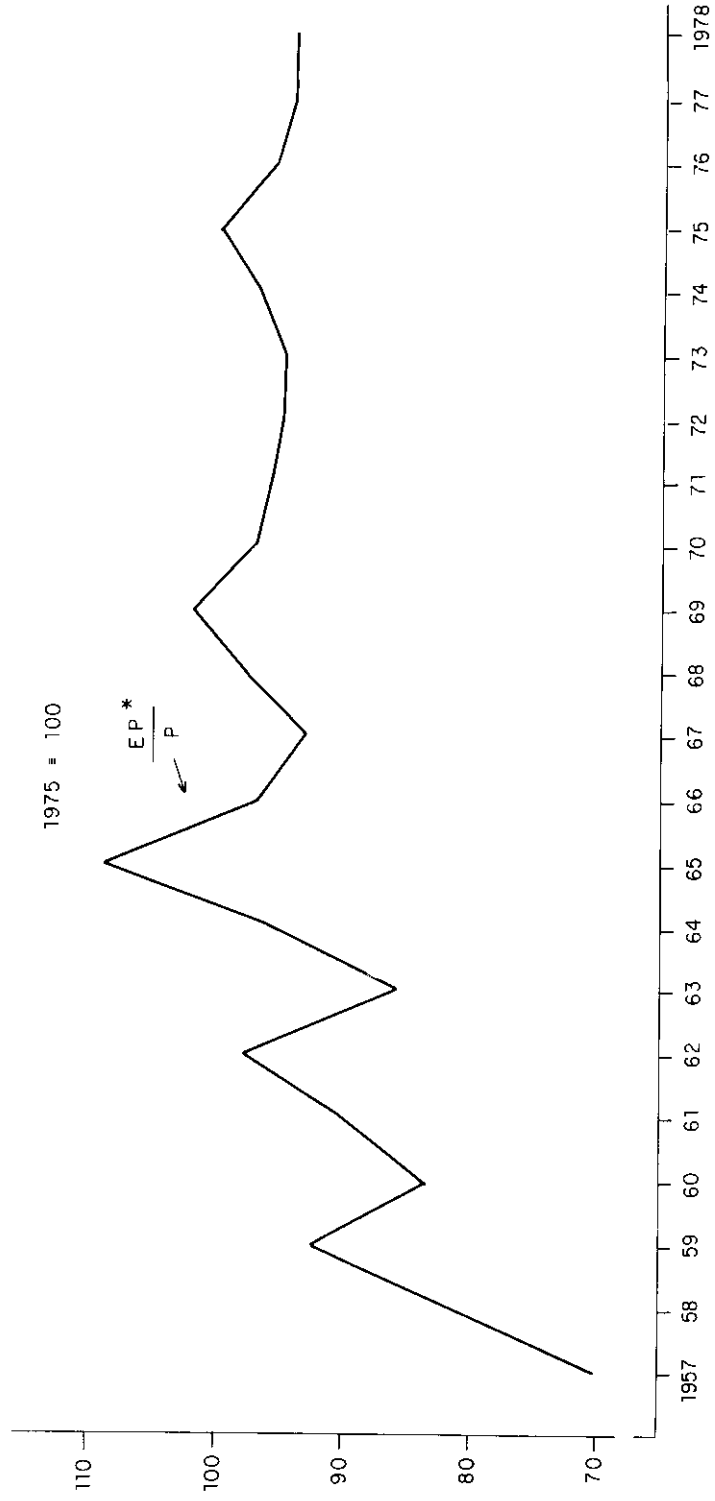
O Gráfico 3 mostra a razão entre os índices de preços nos Estados Unidos e no Brasil, medidos na mesma divisa, e indica que as oscilações da taxa de câmbio real são muito maiores antes de 1968 do que depois. A partir dessa data, a introdução das minidesvalorizações, com base no diferencial das inflações interna e externa, manteve praticamente constante a paridade do poder de compra do cruzeiro em relação ao dólar.

Pode-se observar que os maiores erros nos Gráficos 1 e 2 ocorrem no tocante aos anos de 1958, 1963 e 1964, quando as diferenças entre a inflação interna ( $p$ ) e a soma da inflação externa e da desvalorização cambial ( $p^* + e$ ) foram, respectivamente,  $-18\%$ ,  $22\%$  e  $-23\%$ . Conseqüentemente, o valor predito para  $(r - e)$  é maior do que o valor observado em 1958 e 1964, enquanto que é menor em 1963.

<sup>7</sup> Ver Fernando de Holanda Barbosa, “A Demanda de Moeda no Brasil: Uma Resenha da Evidência Empírica”, in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 8, n.º 1 (abril de 1978), p. 79.

Gráfico 3

### PARIDADE DO PODER DE COMPRA



### 3 — As estimativas restringidas

Estima-se a seguir a equação (5') com a restrição indicada pela teoria, fazendo-se o valor da constante nulo,  $a_0 = 0$ . Da Tabela 2 constam outra vez, para comparações, as equações completas da Tabela 1 e as equações restringidas.

Considerem-se as equações (1) e (1') na Tabela 2. A imposição do valor nulo para a constante reduz a elasticidade-renda da moeda e aumenta a significância das variáveis. Comparem-se, em seguida, as equações (2) e (2'). A imposição do valor nulo para a constante resulta em estimativas unitárias para o crédito doméstico e a inflação externa e no aumento da significância dessas variáveis. A restrição ao valor da constante resulta em estimativas mais precisas porque se impõe a informação adicional de que a equação passe pela origem antes que por um intercepto imprecisamente estimado.

### 4 — O que está sendo testado?

As estimativas descritas nas últimas seções indicam que alguns coeficientes estão imprecisamente estimados. Nesta seção, procura-se uma explicação para este fato.

Existe uma séria dificuldade no teste da perspectiva monetarista, derivada de problemas de estimação. A literatura sobre o tema, em particular Magee e Suvanto, chamou a atenção para o problema da simultaneidade.<sup>8</sup> O crescimento da renda real não pode ser tratado como exógeno e independente das taxas de crescimento da oferta monetária, co-determinada pelas variações nas reservas, e das taxas de depreciação cambial. Na medida em que ela é endógena, seu coeficiente estará viesado, já que representa combinações do coeficiente da demanda de moeda e de equações estruturais para o crescimento real.

<sup>8</sup> Ver S. Magee, "The Empirical Evidence on the Monetary Approach to the Balance of Payments and Exchange Rates", in *American Economic Review* (maio de 1976); e A. Suvanto, "Monetary Approach to the Balance of Payments: Interpretation of the Reduced Form Estimation Results", trabalho inédito (Universidade de Helsínqui, 1977).

TABELA 2

$$r - 2 = a_0 + a_1 c + a_2 p^* + a_3 y + a_4 \dot{p}$$

	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R^2$	DW	SER	Rho
Equação (1)	-0,13 (-0,17)	-0,99 (-7,51)	1,56 (2,27)	1,01 (0,72)	-0,46 (1,74)	0,89	1,58	0,18	-0,41
Equação (1')		-1,01 (-17,97)	1,54 (2,33)	0,79 (1,44)	-0,45 (-1,80)	0,89	1,56	0,17	-0,40
Equação (2)	-0,18 (-1,26)	-0,93 (-9,30)	0,77 (1,04)	3,13 (1,99)	-0,77 (-2,66)	0,91	1,64	0,16	-0,47
Equação (2')		-1,04 (-17,88)	1,06 (1,45)	1,32 (1,99)	-0,55 (-2,29)	0,90	1,52	0,17	-0,42

NOTA: As equações (1') e (2') foram estimadas com a restrição  $a_0 = 0$ . Todas as equações foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários e corrigidas para correlação serial de primeira ordem. As estatísticas  $t$  encontram-se entre parênteses.

Vale a pena explicar o viés introduzido pela existência de equações simultâneas, já que ele explica a estimativa elevada para o coeficiente do crescimento da renda. A equação (6) descreve esse crescimento como uma função das variações nas reservas e na apreciação cambial, refletindo os efeitos expansionistas de acréscimos à oferta monetária real induzidos por acréscimos às reservas reais:

$$y = \bar{y} + b_1 (r - e - p^*) + u \quad (6)$$

E, portanto:

$$y = y_0 + b_1 (r - e) + u \quad (6')$$

onde  $y_0 \equiv \bar{y} - b_1 p^*$ ;  $0 < b_1 < 1$ .

Repete-se por conveniência a equação (5') para o mercado de câmbio, à qual adicionamos a variável aleatória,  $v$ :

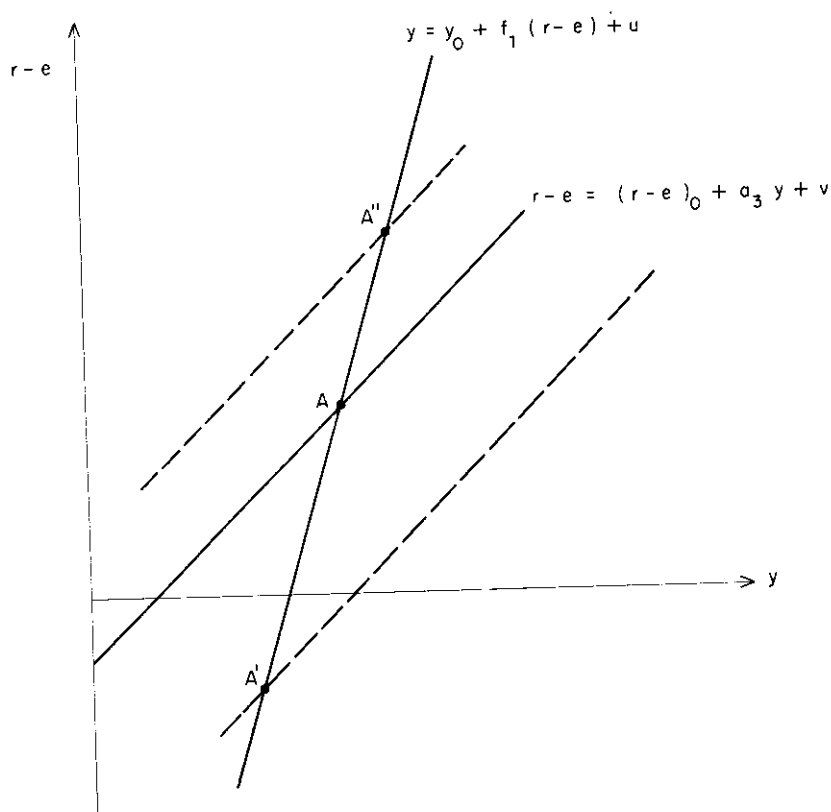
$$r - e = a_0 + a_1 c + a_2 p^* + a_3 y + a_4 \Delta i + v \quad (5')$$

Colecionando-se todos os termos, exceto o crescimento da renda, em um único,  $(r - e)_0$ , obtém-se:

$$r - e = (r - e)_0 + a_3 y + v \quad (7)$$

Esta forma permite-nos concentrar a atenção, para propósitos de ilustração, no viés introduzido pelo fato de que a expansão da renda não é exógena, mas, como se mostra em (6'), uma função de  $r - e$ . O argumento encontra-se ilustrado no Gráfico 4.

Gráfico 4



No Gráfico 4, representa-se o crescimento da renda como função de  $r - e$  por uma reta de inclinação igual a  $1/b_1$ , como implicado por (6'), e portanto mais inclinada que uma reta de inclinação igual a  $45^\circ$ . A reta menos inclinada representa a equação que pretendemos estimar, isto é, a equação (7). Examinemos o que se passa se existe variabilidade significativa no termo  $v$  em (7), mas pequena variabilidade em  $u$  de (6). Neste caso, seriam geradas observações como A, A', A". A regressão de  $r - e$  em  $y$  resultaria na estimação do coeficiente  $1/b_1$  e não no coeficiente que queríamos estimar, isto é,  $a_1$ . Mas, como  $1/b_1$  é maior do que a unidade, e em geral a estimativa obtida é uma combinação linear de  $a_1$  e  $1/b_1$ , com pesos que dependem da variabilidade relativa dos erros aleatórios,  $u$  e  $v$ , fica explicado por que a elasticidade de demanda de moeda está viesada para cima.

Deste argumento se conclui que o método dos mínimos quadrados ordinários talvez não seja o procedimento adequado para se testar a perspectiva monetarista. As equações estimadas sugerem, portanto, que os coeficientes estão viesados devido ao problema de simultaneidade, antes de servirem como uma rejeição da hipótese monetarista.

Na próxima seção, discutimos resultados alternativos obtidos por outros autores.

## 5 — O teste de Connolly e Dantas

Connolly e Dantas aplicaram a perspectiva monetarista ao caso do balanço de pagamentos no Brasil. Testando a versão de Girton e Roper,<sup>9</sup> concluem eles que:<sup>10</sup>

“A Economia brasileira no pós-guerra provê um excelente exemplo de um mercado cambial, no qual durante mais de duas décadas a pressão sobre o mercado cambial foi aliviada através de uma combinação de variações nas reservas e depreciação cambial. O modelo

<sup>9</sup> Ver L. Girton e D. Roper, *op. cit.*

<sup>10</sup> Ver M. Connolly e J. Dantas, *op. cit.*, p. 452.

monetário simples aqui testado explica bastante bem os movimentos das reservas e da taxa de câmbio no período 1955-75 e muito bem no período 1962-75.”

Nesta seção, questionamos esses resultados.

Connolly e Dantas usam nos seus testes a forma funcional da demanda de moeda:

$$M = k Py \quad (8)$$

onde a razão moeda/renda é  $k$  e eles supõem que, “por razão de simplicidade, esta fração é constante”.<sup>11</sup>

A evidência apresentada por Connolly e Dantas é reportada nas equações (1) e (2) na Tabela 3.<sup>12</sup> As outras duas equações foram estimadas por nós, usando a descrição das informações estatísticas desses autores.

Os resultados reportados nas equações (1) e (2), particularmente nesta, confirmam a hipótese não só da perspectiva monetarista em geral, mas também a forma restringida da demanda de moeda. Observam eles também que a hipótese do valor unitário dos coeficientes não pode ser rejeitada para um teste  $F$ , ao nível de 1%.<sup>13</sup> Estes resultados comparam-se favoravelmente com os disponíveis para outros países.<sup>14</sup> Mesmo assim, existem problemas importantes, tanto no que diz respeito à informação estatística usada, quanto às equações estimadas, que exigem comentários. Começamos por duas importantes questões concernentes aos dados estatísticos.

Connolly e Dantas descrevem em apêndice, detalhadamente, os dados estatísticos usados e reproduzem as séries para  $r$  e  $e$ . O primeiro problema a ser levantado diz respeito à variável para a renda

<sup>11</sup> *Ibid.*, p. 450.

<sup>12</sup> As estimativas foram arredondadas para duas casas decimais. Reportamos apenas as equações principais.

<sup>13</sup> Ver M. Connolly e J. Dantas, *op. cit.*, p. 450.

<sup>14</sup> Ver S. Magee, *op. cit.*; A. Suvanto, *op. cit.*; J. Frenkel e Harry G. Johnson (eds.), *op. cit.*; e D. S. Wilford e W. T. Wilford, “On the Monetary Approach to the Balance of Payments: The Small Open Economy”, in *Journal of Finance* (março de 1978).

TABELA 3

A equação de Connolly e Dantas:

$$r - e = a_0 + a_1 c + a_2 p^* + a_3 y$$

	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$R^2$	DW	SER	Rho
Equação (1) 1953/75		-1,01 (-7,42)	1,29 (1,27)	1,27 (1,26)	0,68	2,22	0,81	-0,11
Equação (2) 1932/75		-1,01 (-13,09)	1,21 (2,04)	1,46 (2,45)	0,91	2,00	0,13	-0,12
Equação (3) 1962/75	-0,14 (-0,87)	-0,95 (-6,7)	0,12 (0,15)	2,95 (1,97)	0,90	2,07	0,13	-0,10
Equação (4) 1962/75		-1,05 (-11,5)	0,40 (0,54)	1,80 (2,72)	0,89	2,17	0,12	-0,18

FONTE: M. Connolly e J. Dantas, *op. cit.*, Tabela 1, para as equações (1) e (2). Ver o texto para as equações (3) e (4).

NOTA: Os números entre parênteses são estatísticas *t*.

real. Variações numa média móvel de três anos do produto doméstico bruto real foram usadas como a variável  $y$ . A descrição estatística revela que Connolly e Dantas na verdade uniram duas séries diferentes da renda real. O não reconhecimento da revisão das contas nacionais em 1965 resulta numa taxa de crescimento do produto real acima de 23% naquele ano.<sup>15</sup>

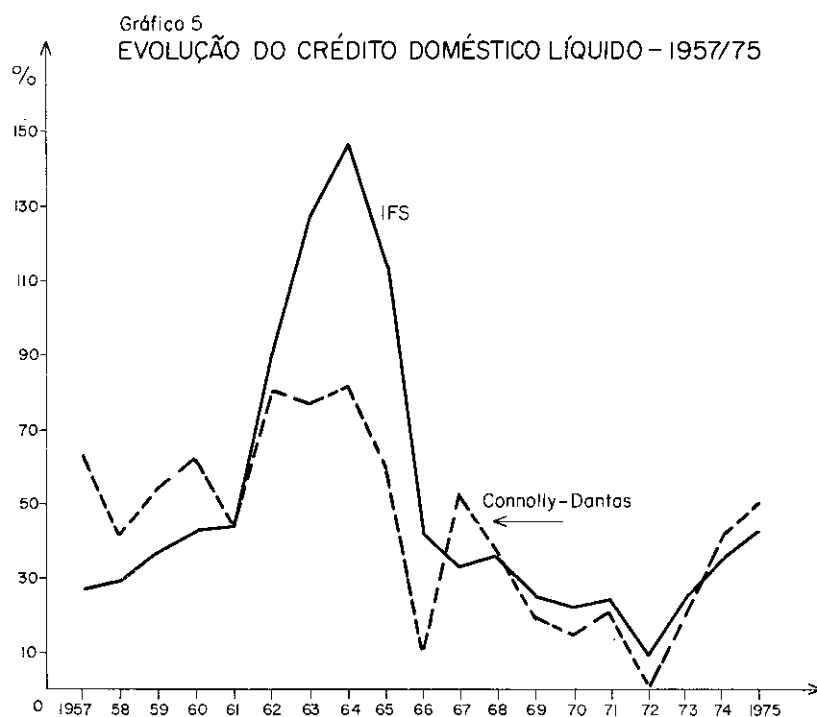
O segundo problema no que concerne aos dados estatísticos é ainda mais sério, e ocorre na derivação da taxa de crescimento do crédito doméstico,  $c$ . Connolly e Dantas criam uma série para a taxa de crescimento do crédito doméstico como a diferença entre a taxa de crescimento de  $M_1$  e os acréscimos aos ativos estrangeiros líquidos do sistema bancário consolidado, expresso como uma fração de  $M_1$ . Tal procedimento é perfeitamente correto se o sistema bancário consolidado dispõe apenas de moeda e depósitos à vista no passivo. Na verdade, o passivo do sistema bancário inclui depósitos a prazo, certificados de depósitos e um substancial passivo não-monetário. A

<sup>15</sup> O erro resulta do fato de que o *IFS* não indica a revisão. Ela é indicada, entretanto, na linha do produto bruto nominal. Existe também o intrigante fato de que Connolly e Dantas, para o último ano, 1975, desviam-se de sua fórmula de médias móveis, usando o produto real corrente.



série da taxa de crescimento do crédito doméstico, portanto, não precisa manter uma relação estrita com a série por eles fabricada, a menos que exista uma substancial estabilidade nas proporções do balancete consolidado.

A inspeção das séries estatísticas mostra claramente que não é este o caso.<sup>16</sup> O Gráfico 5 demonstra a comparação da série de Connolly e Dantas (obtida a partir da descrição que fazem dos dados) e a série obtida do *International Financial Statistics*. A última tem a vantagem de ser construída com considerável cuidado e atenção para sua consistência.<sup>17</sup>



<sup>16</sup> Ver International Monetary Fund, *International Financial Statistics, Yearbook 1979*, linhas 31n e 37r.

<sup>17</sup> A série chamada *IFS* no Gráfico 5 encontra-se representada no Apêndice pela série estatística *c*.

Um último ponto, talvez relacionado com as informações estatísticas, se refere à nossa inabilidade em reproduzir seus resultados com precisão. Na Tabela 3, reportamos nossas estimativas usando a descrição estatística e a especificação de Connolly e Dantas. Embora as equações (3) e (4) sejam comparáveis às de Connolly e Dantas, a estimativa para a taxa de inflação externa é muito imprecisa.

Finalmente, observe-se que a estimação sem a constante não é apropriada, mas, isto sim, parte da especificação teórica a ser testada. Embora a constante não seja significativamente diferente de zero, sua omissão afeta substancialmente a estimativa para a elasticidade-renda.

Uma objeção teórica à equação de Connolly e Dantas surge da especificação escolhida para a equação de demanda de moeda. Existe ampla evidência no sentido de que a velocidade não é de fato constante, mas varia sistematicamente com o nível de renda real e, especialmente, com o custo alternativo de reter moeda. Ao resumir os estudos sobre demanda de moeda no Brasil, Barbosa observa que:<sup>18</sup>

“Sem dúvida alguma, a taxa de inflação esperada é bastante significativa qualquer que seja a forma em que seja definida.”

A hipótese de a elasticidade-renda ser unitária não interfere nas estimativas da Tabela 3, uma vez que ela não está restrita a este valor. Entretanto, a hipótese de que o custo alternativo de reter moeda não afeta a demanda de moeda real omite uma variável relevante e resulta em graves erros de especificação. Porque os coeficientes estimados estão viesados, as hipóteses não podem ser testadas. É surpreendente o fato de que Connolly e Dantas deixem passar este ponto sem comentário, uma vez que os efeitos das variações na taxa de inflação sobre a demanda de moeda sempre chamaram a atenção dos monetaristas. Este erro de especificação, assim como os problemas estatísticos anteriormente apontados, colocam sérias dúvidas sobre os parâmetros estimados na Tabela 3.

<sup>18</sup> Ver Fernando de Holanda Barbosa, *op. cit.*, p. 80.

## 6 — Conclusões

À guisa de conclusão, colocam-se duas questões a respeito da perspectiva monetarista. A primeira discute quão adequadamente essa perspectiva consegue explicar os fatos relacionados ao balanço de pagamentos do Brasil. A segunda questiona a operacionalidade da perspectiva monetarista para a programação do balanço de pagamentos e da política cambial.

O Gráfico 1 evidencia a qualidade da perspectiva monetarista como instrumento de análise do balanço de pagamentos e da taxa de câmbio. Tal perspectiva explica uma parte substancial dos fatos relacionados ao comércio externo a partir de 1965. Antes desta data, existem erros importantes devidos às manipulações discricionárias da taxa de câmbio. Quando a economia está sujeita a maxidesvalorizações, variações na taxa de câmbio real podem ocorrer durante um lapso de tempo, o que, em parte, explica os erros nas estimativas antes de 1965.

Ao interpretar as observações das Tabelas 1 e 2, é importante reconhecer mais uma vez que elas não descrevem necessariamente os parâmetros de demanda de moeda, mas representam uma equação de forma reduzida, com a criação de crédito, a taxa de crescimento da renda real e as variações na inflação doméstica potencialmente endógenas, e determinadas simultaneamente com a variável do lado esquerdo da equação. O reconhecimento deste fato leva-nos ao segundo problema a ser discutido, isto é, à eficiência da perspectiva monetarista como instrumento para o planejamento macroeconômico.

Em primeiro lugar, considere-se a hipótese de paridade do poder de compra. As observações referentes a 1963/64 mostram a possibilidade de variações na taxa de câmbio real e, portanto, de erros substanciais.

Em segundo, não se pode usar os coeficientes estimados para a elasticidade-renda (por exemplo, para predizer os efeitos para a demanda de moeda de variações no crescimento real). Isto se deve ao viés introduzido pelo problema da simultaneidade. (Note-se, entretanto, que o problema da simultaneidade aqui apontado não é diferente do que aparece nas estimações convencionais de funções de demanda de moeda, pelo método dos mínimos quadrados ordinários.)

Por último, examine-se a variável para o crédito doméstico líquido. Ela corresponde ao crédito doméstico convencionalmente definido, corrigido pelo valor do passivo não-monetário do sistema bancário consolidado. Enquanto o crédito doméstico (definido da forma convencional) pode ser fácil de planejar e regular através de tetos, o mesmo não ocorre com o crédito doméstico líquido, corrigido para itens como os depósitos para importações. De fato, para implementar a perspectiva monetarista, as autoridades teriam que ser capazes de prever, por exemplo, os depósitos para importações, o que, naturalmente, haveria de requerer estimativas para uma função de importações. Isto vem diminuir a atração da perspectiva monetarista, oferecida como equação única de planejamento, que evitaria a complexidade dos grandes modelos econométricos.

Conscientes de todos esses senões, podemos concluir que a perspectiva monetarista comporta-se bem, e resiste como um instrumento útil, não só devido à inexistência de equações estruturais bem especificadas, nos países em desenvolvimento, como também porque capta uma parte substancial do que se passa no setor externo.

## Apêndice

Este apêndice descreve as informações estatísticas usadas na estimação das equações nas Tabelas 1 e 2. As séries para o crédito doméstico e os ativos financeiros estrangeiros líquidos, assim como os números para o índice de preços nos Estados Unidos, foram obtidos do FMI, *International Financial Statistics (IFS)*, *Yearbook 1979 e Julho 1978*. As demais informações são da *Conjuntura Econômica (CE)* e do *Boletim do Banco Central do Brasil (BCB)*, como indicado a seguir.

1 — Acréscimos percentuais ao crédito doméstico líquido ( $c$ ): O crédito doméstico líquido no final do período é definido como a diferença entre o crédito doméstico (linha 32 no *IFS*) e o passivo não-monetário (linhas 366 + 36a + 37r no *IFS*). Para obter a média do período,  $DC$ , formamos a média entre os créditos domés-

tivos líquidos no ano corrente e no ano precedente. Os acréscimos percentuais ao crédito doméstico líquido foram calculados como:

$$c = \Delta DC / M_{t-1} \quad (9)$$

onde  $M$  é a média, para o ano corrente e o ano precedente, do estoque de moeda ( $M_2$ ), definido como a soma das linhas 34 + 35 no *IFS*.

A revisão das séries monetárias em 1971 requer alguns ajustamentos. A sobreposição de informações referentes a 1972 permite que se evitem inconsistências ao se emendarem as duas séries.

2 – Variações nos ativos estrangeiros líquidos ( $r$ ): Os ativos estrangeiros líquidos no final do período são definidos como a diferença entre as linhas 31n e 36cl no *IFS*. Obtém-se a média no período, *NFA*, formando-se a média aritmética entre as observações no ano corrente e no ano precedente. A variável  $r$  é obtida como:

$$r = \Delta NFA / M_{-1} \quad (10)$$

onde  $M$  é definido como anteriormente. A informação para os ativos estrangeiros começa em 1955, de forma que a primeira observação para *NFA* é a de 1956 e para  $\Delta NFA$  a de 1957.

3 – Variação no custo alternativo de reter moeda ( $\Delta p$ ): O custo alternativo de reter moeda é medido como a taxa de inflação do nível geral de preços, coluna 2, na *CE* (abril de 1977 e julho de 1979). A variável  $\Delta p$  é o acréscimo à taxa de inflação calculada.

4 – Paridade do poder de compra ( $EP^*/P$ ): Para se obter o índice da paridade do poder de compra usou-se um índice para a taxa de câmbio, calculado a partir da média anual reportada na *CE* (abril de 1977 e julho de 1979), o índice para o nível geral de preços nos Estados Unidos (*IFS*, linha 63) e o índice para o nível geral de preços no Brasil (*IFS*, linha 63); o índice  $P^*E/P = 100$  em 1975.

5 – Inflação externa ( $p^*$ ): A inflação externa é medida como a taxa de inflação do índice geral de preços nos Estados Unidos (*IFS*, 1979, linha 63).

6 – Taxa de depreciação ( $e$ ): A taxa de depreciação é a mudança percentual da taxa de câmbio média anual, conforme *CE* (abril de 1977 e julho de 1979).

7 – Crescimento da renda real ( $y$ ): A taxa de crescimento da renda real foi calculada a partir das informações para o PIB real em *CE* (abril de 1977) e *IFS*, 1979. Evitaram-se possíveis inconsistências graças à sobreposição de informações para as séries antigas e revistas em 1965. (Ver a Tabela 4.)

TABELA 4

*Valores observados das variáveis*

	$r$	$e$	$p^*$	$c$	$y$	$\Delta p$	$\bar{y}$
1957	0,00	0,0188	0,0270	0,27	0,069	-0,057	0,0520
1958	-0,04	0,7081	0,0150	0,29	0,077	-0,012	0,0550
1959	-0,06	0,2104	0,0018	0,37	0,056	0,248	0,0673
1960	-0,04	0,2115	0,0018	0,43	0,097	-0,086	0,0767
1961	0,00	0,4362	-0,0037	0,44	0,103	0,078	0,0853
1962	-0,35	0,4238	0,0018	0,90	0,053	0,146	0,0843
1963	-0,64	0,4883	-0,0037	1,27	0,015	0,238	0,0570
1964	-0,72	1,2029	0,0019	1,48	0,029	0,146	0,0323
1965	-0,35	0,4880	0,0203	1,14	0,027	-0,332	0,0237
1966	0,00	0,1718	0,0344	0,42	0,038	-0,188	0,0313
1967	0,02	0,2012	0,0018	0,33	0,048	-0,097	0,0377
1968	0,04	0,2748	0,0245	0,36	0,112	-0,041	0,0660
1969	0,15	0,1906	0,0392	0,25	0,100	-0,034	0,0867
1970	0,08	0,1272	0,0361	0,22	0,088	-0,010	0,1000
1971	0,07	0,1521	0,0333	0,24	0,133	0,012	0,1070
1972	0,16	0,1224	0,0445	0,08	0,117	-0,034	0,1127
1973	0,21	0,0324	0,1307	0,24	0,140	-0,019	0,1300
1974	0,04	0,1084	0,1883	0,35	0,098	0,136	0,1183
1975	0,06	0,1968	0,0929	0,43	0,056	-0,010	0,0980
1976	0,01	0,3131	0,0460	0,38	0,090	0,136	0,0820
1977	0,02	0,3250	0,0612	0,38	0,047	0,014	0,0650
1978	0,08	0,2776	0,0784	0,39	0,060	-0,040	0,0660

NOTA: Para definição das variáveis e fontes, ver o Apêndice.

$y$   $\equiv$  taxa de crescimento do PIB do ano corrente.

$\bar{y} \equiv [y_{-2} + y_{-1} + y]/3$ .

(Originais recebidos em dezembro de 1979. Revistos em abril de 1980.)