

## Comunicação 1

# Moeda, renda e inflação: algumas evidências da economia brasileira

ELIANA A. CARDOSO \*

### I — Introdução

Nesta comunicação tentaremos responder a duas importantes questões sobre a economia brasileira:

- a) Existe evidência estatística de que a moeda é exógena na relação causal entre moeda e renda?
- b) A taxa atual de inflação afeta a criação de moeda nos próximos períodos?

A oferta de moeda recebe dois tipos de tratamento nos modelos macroeconômicos: como uma variável quantitativa exógena, ou pelo menos predeterminada, ou como uma incógnita, com magnitude determinada pelo próprio sistema econômico. A teoria monetária atual utiliza o primeiro enfoque, enquanto a tradição Malthus-Keynes segue o segundo.<sup>1</sup>

\* Da Universidade de Brasília.

<sup>1</sup> Malthus constitui certamente uma exceção entre os economistas "clássicos", que acreditavam na teoria quantitativa elaborada com base na idéia de Hume de que o aumento do estoque de moeda afetava o nível de preços. Em *Investigation of the Cause of the Present High Price Provisions* (Londres, 1800), Malthus afirmava que "se sentia inclinado a considerar" o aumento de papel-moeda "mais efeito do que causa do alto preço das provisões". Esta citação é extraída de F. W. Fetter, *Development of British Monetary Orthodoxy* (Harvard University Press, 1965), p. 30. Pode-se interpretar o artigo de J. M. Keynes,

Na América Latina e, em especial, no Brasil, os dois enfoques assumem a forma de um debate entre “monetaristas” e “estruturalistas” sobre as causas da inflação.

Em princípio, os monetaristas acreditam que a principal causa da expansão dos meios de pagamento no Brasil tem sido o “financiamento inflacionário” do *deficit* orçamentário do Governo Federal. Os *deficits* são considerados “inflacionários” precisamente porque aumentam a oferta de moeda e, de acordo com a teoria quantitativa, provocam aumentos de preços.

Por outro lado, o enfoque estruturalista da inflação considera a principal corrente de causação fluindo do nível de preços para a quantidade de moeda, e não o oposto. Os modelos estruturalistas não foram adequadamente formalizados,<sup>2</sup> e os economistas dessa corrente jamais tentaram confirmar econometricamente suas proposições.

Em contraste, os modelos monetaristas têm recebido considerável atenção, e seu comportamento estático comparativo e suas propriedades de estabilidade têm sido exaustivamente explorados.<sup>3</sup> Os monetaristas tentaram também confirmar o conteúdo empírico de suas proposições, embora deixem algo a desejar os testes econométricos disponíveis. Este é certamente o caso no que diz respeito a Silveira,<sup>4</sup>

“Ex-Ante Theory of the Rate of Interest”, in *Economic Journal*, vol. XLVII, n.º 188 (1937), p. 678, como uma afirmação de que a conexão entre o crédito e a oferta de moeda torna o sistema monetário sensível às necessidades do mundo dos negócios. A Escola de Cambridge segue essa interpretação, conforme ilustrado por J. Robinson e J. Eatwell, *An Introduction to Modern Economics* (McGraw-Hill, 1973), pp. 49 e 223. J. R. Hicks, “Economic Foundations of Wage Policy”, in *Economic Journal*, vol. LXV, n.º 259 (1955), interpreta igualmente a moeda como variável passiva: “... o mundo em que vivemos é tal que o sistema monetário pode tornar-se relativamente elástico, de modo que pode ajustar-se a mudanças nos salários, e não o oposto” (p. 391).

<sup>2</sup> Uma tentativa recente de formular um modelo de equilíbrio geral, segundo a perspectiva estruturalista, foi feita por J. H. Oliveira, “On Passive Money”, in *Journal of Political Economy*, vol. LXXXVIII, n.º 4 (1970).

<sup>3</sup> A. C. Pastore, “Aspectos da Política Monetária Recente no Brasil”, in *Estudos Econômicos*, vol. III, n.º 3 (1973), constitui um bom exemplo a respeito.

<sup>4</sup> A. M. Silveira, “The Money Supply: The Evidence from the Brazilian Economy”, in *Kredit und Kapital*, vol. VII (1974).

conforme mostramos em trabalho anterior.<sup>5</sup> A nossa conclusão, oposta à de Silveira, foi de que suas poucas regressões nem explicavam o estoque de moeda em termos da base monetária nem provavam a exogeneidade da mesma *vis-à-vis* as variáveis que afetam a demanda de moeda.

Naturalmente, há melhores trabalhos monetaristas no Brasil. Pastore,<sup>6</sup> por exemplo, não monta regressões a fim de provar a exogeneidade do estoque de moeda, preferindo confiar, em vez disso, em dois argumentos institucionais. Em primeiro lugar, utilizando uma análise das taxas de crescimento, mostra que, embora não sejam negligenciáveis as variações devidas a mudanças no multiplicador monetário, o componente mais importante para a explicação da taxa de expansão da moeda é indubitavelmente a taxa de mudança da base monetária. Em segundo lugar, argumenta que as autoridades monetárias podem controlar a base (e, dessa forma, o estoque de moeda) enquanto puderem usar uma ou mais de suas contas de passivo para neutralizar expansões inesperadas de outras aplicações. Prossegue Pastore argumentando que, no Brasil, o Conselho Monetário dispõe de força política suficiente para dar respaldo a qualquer medida que resolva tomar.

As afirmações políticas desse autor podem ser contestadas do ponto de vista histórico (como no caso de Fishlow),<sup>7</sup> ainda que seu raciocínio falhe por motivos muito mais fundamentais. Mostrar que as autoridades brasileiras dispõem dos instrumentos necessários para controlar a oferta de moeda é uma coisa, mas demonstrar que elas aplicaram ativamente tais instrumentos e que o referido controle afetou, unidirecionalmente, o aumento de preços e/ou da renda nominal é outra inteiramente diferente. A segunda afirmação constitui o ponto crucial do monetarismo brasileiro. Implicitamente,

<sup>5</sup> Ver Eliana A. Cardoso, "Money Supply: The Uncertain Evidence from the Brazilian Economy", (abril de 1976). (N. do E.: sem indicação de publicação.)

<sup>6</sup> A. C. Pastore, "A Oferta de Moeda no Brasil — 1961/72", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 4 (dezembro de 1973), pp. 993-1.044.

<sup>7</sup> A. Fishliow, "Some Reflections on Post-1964 Brazilian Economic Policy", in A. Stepan (ed.), *Authoritarian Brazil* (Yale University Press, 1973).

Pastore a aceita, mas neste trabalho utilizamos técnicas estatísticas elaboradas por Sims<sup>8</sup> para refutá-la.

Na seção seguinte, indicaremos resumidamente a natureza do método de Sims para testar a exogeneidade das variáveis econômicas. Em seguida, na terceira seção, suas equações de regressões para o estoque de moeda e renda nominal são aplicadas aos dados brasileiros. Na Seção 4, é aplicada uma variante do teste de Sims, de autoria de Sargent e Wallace,<sup>9</sup> utilizando dados sobre inflação e taxa de crescimento do estoque de moeda. As conclusões são sumariadas na Seção 5.

## 2 — O teste de exogeneidade de Sims

Propõe Sims<sup>10</sup> um teste para apurar a direção da causalidade (ou exogeneidade, se o leitor preferir este jargão), que podemos descrever sumariamente da seguinte maneira:

Consideremos o par de covariância dos processos estacionários de  $X$  e  $Y$ . Poderemos sempre estimar a regressão de  $Y$  em termos de  $X$  corrente e passado. Se a causalidade parte de  $X$  para  $Y$  (ou se podemos dizer que  $X$  é exógeno ao nosso modelo), é de esperar que nenhum valor futuro de  $X$  entre na regressão com coeficientes significantes. Temos, assim, um teste estatístico prático de exogeneidade: monta-se uma regressão de  $Y$  em função de valores passados e futuros de  $X$  (utilizando mínimos quadrados generalizados ou prefiltrando as variáveis para levar em conta a correlação serial). Se  $X$  for exógeno, seus valores futuros na regressão, como um grupo, deverão ter coeficientes não significativamente diferentes de zero.

<sup>8</sup> C. A. Sims, "Money, Income and Causality", in *the American Economic Review*, n.º 4 (1972).

<sup>9</sup> T. Sargent e N. Wallace, "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation", in *International Economic Review*, vol. XIV, n.º 2 (1973).

<sup>10</sup> C. A. Sims, *op. cit.*

### 3 — A evidência da economia brasileira: moeda e renda

Nesta seção analisaremos a evidência estatística sobre a exogeneidade da moeda na relação causal entre moeda e renda, mostrando que a hipótese de que a causalidade é unidirecional, da moeda para a renda, é rejeitada pelos dados brasileiros.

Todas as variáveis usadas nas regressões foram expressas em logaritmos naturais e prefiltradas, utilizando-se o filtro  $1 - 2\alpha L + \alpha^2 L^2$ , onde  $\alpha = 0,75$ , figurando  $L$  como o operador de retarde,<sup>11</sup> isto é, todas as variáveis logarítmicas  $x(t)$  foram substituídas por  $x(t) - 1,5 x(t - 1) + 0,5625 x(t - 2)$ . Observa Sims que a prefiltragem pode produzir efeitos indesejáveis sobre os erros de aproximação quando as estruturas de retardes são sujeitas a uma prévia restrição do seu formato. Por conseguinte, nem as restrições de retarde do tipo Koyck nem de Almon foram impostas *a priori*, e a distribuição de retardes foi mantida bem longa.

Os dados usados cobrem o período 1954/69 e são trimestrais. O estoque de moeda ( $M$ ) foi medido como papel-moeda em poder do público mais os depósitos à vista. Estatísticas sumárias das regressões do log do PNB (em cruzeiros correntes) sobre o estoque de moeda futuro e retardado, bem como as regressões inversas de log  $M$  em relação ao PNB futuro e retardado, constam da Tabela 1. Todas as regressões incluíram também um termo constante, um termo de tendência linear e três *dummies* sazonais.

Os coeficientes das variáveis dependentes constam da Tabela 2. Exceto pelo número de observações, trata-se das mesmas regressões que Sims estimou para os EUA no seu trabalho publicado na *American Economic Review*. Os testes com retardes futuros são apresentados na Tabela 3.

Em resumo, pode ser dito que a hipótese nula de que os valores futuros de  $M$  na regressão (2) —  $PNB = f(M)$  — são nulos é rejeitada. Vale dizer, rejeitamos a hipótese de que a moeda no

<sup>11</sup> G. S. Fishman, *Spectral Methods in Econometrics* (Harvard University Press, 1969), argumenta que este filtro nivela aproximadamente a densidade espectral da maioria das séries econômicas.

Brasil é puramente ativa, influenciando o PNB, mas sem responder a ele. Note-se também que os coeficientes futuros na equação (2) são relativamente “grandes” sob o ponto de vista econômico (sua soma é igual a 0,6).

Por outro lado, a soma dos coeficientes futuros na equação (4) —  $M = f(PNB)$  — é muito menor, ou seja, 0,089. Mas rejeitamos também a hipótese de que os quatro coeficientes futuros trimestrais do PNB na equação (4) sejam zero ao nível de significância de 5%.<sup>12</sup> Todos estes testes conduzem à conclusão de que uma causalidade bidirecional deve estar forçosamente presente na relação moeda/renda.

TABELA 1  
Sumário de regressões por mínimos quadrados simples<sup>a</sup>

	R <sup>2</sup>	D.-W.	S	Graus de Liberdade
1) $PNB = f(M, 8 \text{ retardes passados})$ .....	0,91	2,36	0,044	50
2) $PNB = f(M, 4 \text{ retardes futuros, 8 passados})$ .....	0,93	2,75	0,040	50
3) $M = f(PNB, 8 \text{ retardes passados})$ .....	0,89	2,87	0,044	50
4) $M = f(PNB, 4 \text{ retardes futuros, 8 passados})$ .....	0,92	2,74	0,040	50

FONTES: O estoque de moeda é calculado como papel-moeda em poder do público mais depósitos à vista, conforme publicado em *Conjuntura Econômica*, vol. 29, n.º 1 (1975). O índice geral de preços foi também extraído de *Conjuntura Econômica*, vol. 30, n.º 3 (1976). A Fundação Getúlio Vargas não divulga dados trimestrais sobre as Contas Nacionais, e as séries acima sobre o PNB foram obtidas com o método adotado por A. C. Pastore, “Inflação e Política Monetária”, in *Revista Brasileira de Economia* (janeiro/março de 1969).

<sup>a</sup> As regressões foram ajustadas ao período 1954 I/1969 IV.

A distribuição de retardes estimada na equação (1), relacionando o PNB ao estoque de moeda presente e passado, apresenta uma forma frouxamente determinada devido à falta de restrições prévias sobre o seu formato. No início, a distribuição é positiva, tornando-se negativa depois. A soma de todos os coeficientes é consideravelmente inferior a 1, fato este que não concorda com idéias monetaris-

<sup>12</sup> Esta afirmação é condicional à validade de nossos testes de significância. As estatísticas de Durbin-Watson para todas as regressões são maiores que 2, indicando a possibilidade de autocorrelação negativa (e, possivelmente, prefil-tragem excessiva). Sims sugere testes mais rigorosos, que, por carência de tempo, não puderam ser aplicados aqui.

TABELA 2

Distribuições de retardes das regressões temporais <sup>a</sup>

Coeficiente com Retarde Trimestral	(1)	(2)	(3)	(4)
	PNB com M (Apenas Retardes Passados)	PNB com M	M com PNB (Apenas Retardes Passados)	M com PNB
-4		0,53 (0,16)		-0,41 (0,16)
-3		0,15 (0,17)		0,18 (0,16)
-2		-0,19 (0,17)		0,13 (0,15)
-1		0,11 (0,16)		0,18 (0,15)
0	0,30 (0,18)	0,17 (0,17)	-0,11 (0,16)	0,04 (0,16)
1	0,17 (0,18)	0,23 (0,18)	0,09 (0,16)	0,11 (0,16)
2	0,13 (0,17)	0,15 (0,17)	-0,05 (0,16)	-0,08 (0,16)
3	0,26 (0,18)	0,08 (0,17)	0,26 (0,17)	0,22 (0,16)
4	-0,15 (0,18)	-0,16 (0,17)	0,37 (0,17)	0,39 (0,16)
5	0,25 (0,17)	0,36 (0,16)	0,28 (0,17)	0,32 (0,15)
6	-0,03 (0,17)	0,07 (0,16)	0,05 (0,17)	-0,01 (0,15)
7	-0,20 (0,18)	-0,25 (0,17)	-0,13 (0,16)	-0,27 (0,17)
8	-0,23 (0,18)	-0,27 (0,17)	-0,07 (0,16)	-0,04 (0,16)
Soma dos Coeficientes	0,5036	—	0,789	—

<sup>a</sup> Os erros-padrão estão apresentados entre parênteses. Foram feitas regressões dos logs das variáveis prefiltradas, conforme explicado no texto. Todas as regressões incluíram, além dos valores futuros e retardados das variáveis independentes, cujos coeficientes são mostrados, um termo constante, um termo de tendência linear e três *dummies* sazonais. As tendências foram insignificantes, mas as *dummies* sazonais apresentaram-se como significantes em todas as regressões.

TABELA 3

## Testes com coeficientes para quatro trimestres futuros

	Regressões			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$PNB = f(M)$	$PNB = f(M)$	$M = f(PNB)$	$M = f(PNB)$
	Hipótese com a Restrição de que os Coeficientes Futuros são Nulos	Hipótese com Coeficientes sem Restrição	Hipótese com Restrição	Hipótese sem Restrição
Soma dos Resíduos ao Quadrado	0,0687	0,05018	0,070707	0,05236

$H_0$ : os quatro coeficientes de trimestres futuros de (2) são nulos.  
 $F = 2,95$

$F_{0,05} (4,32) = 2,67$ . Rejeitamos a hipótese nula.

$H_0$ : os quatro coeficientes de trimestres futuros de (4) são nulos.  
 $F = 2,8$

$F_{0,05} (4,32) = 2,67$ . Rejeitamos a hipótese nula.

tas simples sobre a determinação do PNB. Não obstante, dados os erros-padrão relativamente grandes dos coeficientes, devem ser forçosamente imprecisas quaisquer estimativas de magnitudes, como, por exemplo, a elasticidade de longo prazo da demanda de moeda em relação ao PNB.

Não tentaremos aqui atribuir qualquer conteúdo econômico à distribuição de retardes estimada na equação (3), relacionando o estoque de moeda a valores presentes e passados do PNB. Conforme mencionado antes, não houve formalização adequada da hipótese estruturalista de que, em última análise, a oferta de moeda é endógena, com as autoridades monetárias respondendo e "ratificando" pressões de custo internas e externas. Uma formulação adequada teria que ser feita em termos de um sistema de equações simultâneas, envolvendo variáveis de comércio internacional, taxas de juro, níveis de produto real, e assim por diante. A soma dos coeficientes do PNB corrente e retardado na equação (3) é de 0,789 (o valor cai para 0,68 na equação (4) quando são incluídos retardes futuros), sugerindo isto que as autoridades podem, nos termos da teoria quantitativa, ter tentado exercer certa "restrição" sobre a criação de moeda ao longo dos anos (observação esta consistente com os valores observados da velocidade de renda da moeda no Brasil).

#### 4 — A evidência da economia brasileira: taxa de inflação e crescimento da moeda

Sugerem Sargent e Wallace<sup>13</sup> dois modelos de hiperinflação, com implicações muito diferentes sobre a estrutura da realimentação entre inflação e expansão monetária. Um modelo implica que a taxa de crescimento da oferta monetária influencia a inflação sem que ocorra realimentação desta no crescimento da moeda. O segundo sugere que a inflação influencia o crescimento monetário, mas que não ocorre realimentação inversa do crescimento da moeda na inflação. Nesta seção aplicaremos o teste de Sims a fim de

<sup>13</sup> T. Sargent e N. Wallace, *op. cit.*

determinar quais dessas hipóteses descreve melhor a evidência brasileira.

Utilizamos dados trimestrais, cobrindo o período de 1946 I/1974 IV, levando em conta a correlação serial dos resíduos com o emprego da técnica iterativa de Cochrane-Orcutt para regressões com resíduos com correlação serial de primeira ordem.

As Tabelas 4 e 5 descrevem as regressões e os coeficientes das variáveis independentes. As regressões são semelhantes às usadas por

TABELA 4

Sumário de regressões por mínimos quadrados generalizados<sup>a</sup>

	$R^2$	D.-W.	S	T
$\log \left( \frac{P}{P_{-1}} \right) = f \left( \log \left( \frac{M}{M_{-1}} \right) \right)$				
8 retardes passados)	0,605	1,996	0,029	102
$\log \left( \frac{P}{P_{-1}} \right) = f \left( \log \left( \frac{M}{M_{-1}} \right) \right)$				
4 retardes futuros, 8 passados)	0,71	1,99	0,026	102
$\log \left( \frac{M}{M_{-1}} \right) = f \left( \log \left( \frac{P}{P_{-1}} \right) \right)$				
8 retardes passados)	0,44	1,94	0,04	102
$\log \left( \frac{M}{M_{-1}} \right) = f \left( \log \left( \frac{P}{P_{-1}} \right) \right)$				
4 retardes futuros, 8 passados)	0,52	1,97	0,04	102

<sup>a</sup> As regressões foram aplicadas ao período 1946 I/1974 IV e estimadas pela técnica iterativa de Cochrane-Orcutt. Os valores de  $\rho$  para as diferentes equações foram os seguintes (erro-padrão de  $\rho$  entre os parênteses):

Equação	(5)	(6)	(7)	(8)
$\rho$	0,48 (0,09)	0,35 (0,09)	-0,16 (0,09)	-0,152 (0,09)

TABELA 5

*Distribuições dos retardes temporais<sup>a</sup>*

Coefficiente com Retarde Trimestral	Inflação em Função do Crescimento da Moeda (Apenas Valores Passados)	Inflação em Função do Crescimento da Moeda	Crescimento da Moeda em Função da Inflação (Apenas Valores Passados)	Crescimento da Moeda em Função da Inflação
-4		0,33 (0,07)		0,05 (0,13)
-3		0,25 (0,07)		0,16 (0,16)
-2		0,002 (0,07)		-0,13 (0,16)
-1		0,06 (0,07)		0,48 (0,16)
0	0,15 (0,08)	0,05 (0,07)	-0,02 (0,14)	-0,33 (0,17)
1	0,23 (0,08)	0,15 (0,07)	0,15 (0,17)	0,11 (0,17)
2	0,10 (0,08)	0,09 (0,07)	-0,21 (0,17)	-0,19 (0,17)
3	0,11 (0,08)	0,04 (0,07)	0,71 (0,17)	0,52 (0,17)
4	0,09 (0,08)	-0,02 (0,08)	0,14 (0,17)	0,24 (0,16)
5	0,23 (0,08)	0,18 (0,07)	0,09 (0,16)	0,08 (0,15)
6	0,06 (0,08)	0,10 (0,07)	-0,12 (0,16)	-0,13 (0,15)
7	-0,03 (0,08)	-0,002 (0,07)	0,21 (0,16)	0,20 (0,15)
8	-0,11 (0,08)	-0,13 (0,07)	-0,21 (0,13)	-0,23 (0,13)
Soma dos Coeficientes	0,827	—	0,73	—

<sup>a</sup> Os erros-padrão estão entre parênteses. As regressões foram estimadas pela técnica iterativa de Cochrane-Orcutt, com logs das variáveis. Todas as regressões incluíram, além de valores futuros e retardados da variável independente e dos coeficientes que são mostrados, um termo constante.

Sargent e Wallace<sup>14</sup> para a hiperinflação alemã de princípios da década de 20.

A Tabela 6 apresenta as estatísticas *F* para teste da hipótese nula de que os coeficientes de valores futuros da variável do lado direito da equação são iguais a zero.

A um alto nível de significância, rejeitamos a hipótese da equação (6), de que não há dependência da inflação sobre taxas futuras de crescimento da moeda, isto é, o crescimento da moeda não é exógeno. A equação (8) mostra analogamente que tampouco é a taxa de inflação inteiramente exógena. Como os valores de Durbin-Watson estão próximos de dois, após aplicação de mínimos quadrados generalizados, parece que ambos os conjuntos de teste não estão sujeitos a autocorrelação.

Note-se que são positivos todos os coeficientes dos valores futuros de crescimento da moeda na equação (6) e que atingem juntos um

<sup>14</sup> *Ibid.*

TABELA 6

*Testes com coeficientes para os quatro trimestres futuros*

	Regressões			
	(5)	(6)	(7)	(8)
Inflação em Função do Crescimento da Moeda	Inflação em Função do Crescimento da Moeda	Inflação em Função do Crescimento da Moeda	Crescimento da Moeda em Função da Inflação	Crescimento da Moeda em Função da Inflação
(Hipótese Restrita)	(Hipótese Irrestrita)	(Hipótese Restrita)	(Hipótese Irrestrita)	(Hipótese Irrestrita)
Soma dos Resíduos	0,07807	0,05811	0,16395	0,14116

$H_0$ : os quatro coeficientes trimestrais futuros de (6) são nulos.

$$F = 7,555$$

$F_{0,05}(4,88) = 2,47$ . Rejeitamos a hipótese nula.

$H_0$ : os quatro coeficientes trimestrais futuros de (8) são nulos.

$$F = 3,55$$

$F_{0,05}(4,88) = 2,47$ . Rejeitamos a hipótese nula.

valor aproximado dos coeficientes somados da equação inteiramente retardada (7). Os sinais se alternam para as taxas futuras da inflação na equação (8), e quando se leva em conta o grande coeficiente negativo da inflação corrente, parece bem fraca a realimentação da criação de moeda na inflação. Ou, como Sargent e Wallace sumariam seus resultados, bastante semelhantes: "... a inflação influencia fortemente as taxas subsequentes da criação de moeda, embora seja difícil detectar a influência da criação de moeda sobre taxas subsequentes de inflação".

## 5 — Conclusões

Parece apropriado chamar a atenção para dois resultados não captados pelas análises monetaristas da economia brasileira. São os seguintes:

a) a hipótese de que a causalidade é unidirecional, da moeda para a renda nominal, não concorda com os dados brasileiros;

b) na relação entre crescimento da moeda e taxas de inflação não se pode negar que há uma forte realimentação da inflação na criação da moeda.

Podemos igualmente argumentar que se o PNB nominal constitui um bom índice das condições dos negócios, então conseguimos demonstrar que estas influenciam o nível do estoque de moeda.

Concluimos, em consequência, que os dados brasileiros indicam que a oferta de moeda é endógena, como sempre afirmou a visão estruturalista.