

Uma equação para a demanda de moeda no Brasil *

ELIANA A. CARDOSO **

Este ensaio estima algumas equações de demanda de moeda para o Brasil no período 1966-I/1979-IV. Após a introdução, a Seção 2 resume brevemente a teoria da demanda de moeda, enquanto a Seção 3 discute os problemas envolvidos na estimação da demanda de encaixes reais e a evidência para o caso do Brasil. As estimativas indicam que a elasticidade-renda da demanda de moeda é aproximadamente unitária no longo prazo e que a taxa de juros, como sugere a teoria, deve ser incluída na equação de demanda de moeda. Comparam-se os resultados obtidos com os de outros autores e chama-se a atenção para a presença de defasagens de ajustamento e para o fato de que a evidência empírica, aqui coletada, contraria a hipótese de que a taxa esperada de inflação pertença à demanda de moeda no Brasil, quando a taxa de juros é incluída. Este fato sugere ou que as taxas de juros nominais refletem as taxas esperadas de inflação, ou que estocar bens não constitui uma alternativa para a retenção de moeda no Brasil. A inflação brasileira diverge, portanto, das experiências hiperinflacionárias na Europa do pós-guerra.

1 — Introdução

A literatura sobre a demanda de moeda é extensa e crescente. Goldfeld e Laidler são excelentes resenhas da teoria e evidência sobre o tema,¹ enquanto para o caso do Brasil esta encontra-se sumariada

* Agradeço a Rudiger Dornbusch e a Antonio Carlos Porto Gonçalves pelos seus comentários. Este artigo foi escrito enquanto a autora trabalhava no INPES.

** Da Universidade de Boston.

¹ S. M. Goldfeld, "The Demand for Money Revisited", in *Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 3 (1973); e D. Laidler, *The Demand for Money* (International Text Book, 1977).

em Barbosa,² que, embora observe que a evidência disponível é inconclusiva ou inexistente no que concerne à estabilidade da demanda de moeda, ao problema da simultaneidade, à estrutura de defasagens, à forma funcional e ao papel da taxa de juros na demanda de moeda, acredita que os estudos por ele resenhados apresentam evidência suficiente no sentido de que existe economias de escala na demanda de moeda e de que a taxa de inflação pertence à função dessa demanda.

Este ensaio pretende discutir estas duas últimas afirmações, assim como o papel da taxa de juros, o problema da simultaneidade e os custos de ajustamento na demanda de moeda, com base em informações estatísticas mais recentes.

A Seção 2 relembra brevemente alguns aspectos da teoria sobre a demanda de moeda, enquanto a Seção 3 discute os métodos para sua estimação, ao mesmo tempo em que apresenta a evidência empírica para o Brasil entre 1966-I/1979-IV. As conclusões encontram-se sumariadas na Seção 4.

² F. H. 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), pp. 33-82. Ver também A. Fishlow, "The Monetary Policy in 1968" e "Projections and Policies for the Plano Trienal" (IPEA, 1968), mimeo; A. C. Pastore, "Inflação e Política Monetária no Brasil", in *Revista Brasileira de Economia* (1969); M. H. Simonsen, *Inflação — Gradualismo × Tratamento de Choque* (Rio de Janeiro: APFC, 1970); C. D. Campbell, "The Velocity of Money and the Rate of Inflation: Recent Experiences in South Korea and Brazil", in Meiselman (ed.), *Varieties of Monetary Experience* (Chicago, 1970); A. M. Silveira, "The Demand for Money: The Evidence from the Brazilian Economy", in *Journal of Money Credit and Banking* (1973); Adroaldo M. da Silva, "The Expected Rate of Inflation and the Demand for Money: An Empirical Study of Argentina, Brazil, Chile and USA", Tese Doutoral (Chicago, 1972); A. C. Pastore, "Aspectos da Política Monetária Recente no Brasil", in *Estudos Econômicos*, vol. 3 (1973); e C. R. Contador, "Desenvolvimento Financeiro, Líquidez e Substituição entre Ativos no Brasil: A Experiência Recente", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 4, n.º 2 (junho de 1974), pp. 245-284.

2 — A demanda de moeda

Costuma-se explicar a demanda de moeda a partir dos motivos transação, precaução e especulação. A demanda para fins transacionais está na base dos modelos desenvolvidos por Baumol e Tobin,³ que admitem a existência de duas formas de estocar valor: a moeda e um ativo financeiro, que paga juros. Não há sincronização entre os fluxos de recebimentos e pagamentos. Além de o diferencial de juros entre a moeda e o ativo alternativo criar um custo em reter moeda, existe ainda um custo envolvido na troca entre os ativos. Os agentes econômicos escolhem a parte de sua receita monetária que desejam conservar na forma de moeda, tomando em consideração o número de vezes que terão de efetuar trocas entre os dois tipos de ativo, de forma a minimizar os custos. Desse modelo decorre que a elasticidade-renda e a elasticidade-juros da demanda de moeda são iguais a $1/2$ e $-1/2$, respectivamente.

Na formulação de Tobin, a restrição de que o número de transações deve ser um número inteiro é feita explicitamente. Segue-se que, para alguns indivíduos, é possível que se observe uma solução de quina, onde não existe demanda do ativo alternativo. Para esses indivíduos, a elasticidade da demanda de moeda é unitária em relação à renda e nula quanto à taxa de juros. A soma das demandas de moeda dos diferentes indivíduos resulta numa demanda agregada, onde a elasticidade situa-se entre $1/2$ e 1 em relação à renda e entre 0 e $-1/2$ em relação à taxa de juros.⁴

Extensões estocásticas desses modelos deterministas, que aparecem em Miller e Orr,⁵ equivalem a incluir o motivo precaução na expli-

³ W. Baumol, "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach", in *Quarterly Journal of Economics* (novembro de 1952); e J. Tobin, "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash", in *Review of Economics and Statistics* (agosto de 1956).

⁴ Ver R. Barro, "Integral Constraints and Aggregation in an Inventory Model of Money Demand", in *Journal of Finance* (março de 1976).

⁵ Miller e Orr, "A Model of the Demand for Money by Firms", in *Quarterly Journal of Economics* (agosto de 1966).

cação da demanda de moeda, assim como uma outra solução menos bem-sucedida, encontrada em Whalen.⁶

Tobin explica a demanda de moeda a partir do motivo especulação, tomando por base a maximização da utilidade para desenvolver uma demanda de ativos que depende da taxa de retorno esperada e da variância do retorno do *portfolio*.⁷ A moeda, identificada com um ativo financeiro que não apresenta risco, está sujeita, entretanto, ao risco de variações no nível de preços. A aversão ao risco não fornece uma explicação para a demanda de moeda (definida como papel-moeda em circulação e depósitos à vista), uma vez que existem outros ativos, como os depósitos a prazo, que têm as mesmas características de risco que a moeda e apresentam um retorno maior. Portanto, embora represente um progresso no campo da teoria de finanças, a análise de Tobin não expressa uma teoria da demanda de moeda.⁸

Da teoria da demanda de moeda, derivada dos motivos transação e precaução, decorre que a demanda de encaixes reais, m , pode ser escrita como uma função positiva da renda, y , e negativa da taxa de juros, i :

$$m = f(y, i) \quad (1)$$

Interpretada estritamente, a teoria da demanda de moeda para fins de transação implica que a taxa de inflação a ela não pertence. Por outro lado, a tradição da escola de Chicago atribui um papel proeminente à taxa de inflação na demanda de moeda, pois de acordo com sua perspectiva qualquer bem que possa ser estocado

⁶ E. H. Wallen, "A Rationalization of the Precautionary Demand for Cash", in *Quarterly Journal of Economics* (maio de 1966).

⁷ J. Tobin, "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk", in *Review of Economic Studies* (fevereiro de 1958).

⁸ Niehans, *The Theory of Money* (Johns Hopkins Press, 1978), Cap. 3, argumenta que, na presença de custos de transação, a moeda seria retida por motivo de especulação, mesmo que existissem ativos dominantes.

serve como um ativo alternativo à moeda. Neste caso, a equação (1) deveria ser reescrita como:

$$m = f(y, i, \dot{p}^*) \quad (2)$$

onde \dot{p}^* é a taxa esperada de inflação.

A seguir, discute-se a evidência empírica e os problemas envolvidos na estimação da equação (2), supondo-se que as expectativas se formem racionalmente e que, portanto, as taxas de inflação igualem as taxas observadas. O fato de que as primeiras podem divergir das segundas leva ao uso de variáveis instrumentais, o que também se aplica para resolver o mesmo problema no que concerne à renda, uma vez que é a renda esperada que pertence à demanda de moeda. Por outro lado, o uso das variáveis instrumentais é adequado para lidar com o problema de simultaneidade entre moeda e taxa de juros. Estende-se a análise para tomar em consideração os custos de ajustamentos e examinar suas diferentes especificações.

3 — A demanda de moeda no Brasil

Usando-se dados trimestrais para o período 1966-I/1979-IV, estimou-se a equação (2) para o Brasil (as informações estatísticas encontram-se discutidas detalhadamente no Apêndice). Supondo-se que a taxa esperada de inflação é igual à taxa observada, e usando-se o método dos mínimos quadrados ordinários, obtiveram-se os resultados apresentados na Tabela 1.

Embora todos os coeficientes tenham o sinal e a dimensão previstos pela teoria, observa-se imediatamente que o valor da estatística de Durbin-Watson indica correlação serial dos resíduos. Suspeitamos, portanto, que existe erro de especificação e, por isso, podemos de imediato saber que duas coisas não vão bem.

Em primeiro lugar, a equação (2) expressa os encaixes reais desejados. Ora, os efetivamente possuídos dependem do mecanismo de ajustamento pelo qual os agentes econômicos corrigem seus *portfolios*, quando ocorrem mudanças nas variáveis, que determinam

TABELA I

$$\text{Log } m = a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + a_3 \log \dot{p}$$

	a_0	a_1	a_2	a_3	R^2	SER	DW
(I)	2,69 (2,09)	0,95 (46,25)	-0,32 (-7,82)	-0,27 (-0,92)	0,98	0,03	0,71

NOTAS: As estatísticas t encontram-se entre parênteses. A taxa de juros é a taxa sobre as letras de câmbio (ver Apêndice).

seu nível e composição. Esse mecanismo, que pressupõe a existência de custos de ajustamentos, será discutido posteriormente.

Em segundo lugar, existe um problema advindo do fato de que as variáveis que entram na demanda de moeda correspondem a valores esperados, e não àqueles efetivamente observados, que foram usados na estimação de (2). Suponhamos que os valores esperados possam divergir daqueles observados pela ocorrência de fatos imprevistos e vejamos os problemas daí advindos para a estimação de (2). Para tanto, simplificamos nosso raciocínio, usando o caso de uma regressão simples.

Considere-se o modelo verdadeiro:

$$m_t = b\dot{p}_t^* + u_t \quad (3)$$

Suponhamos, outrossim, que em lugar de \dot{p}_t^* usemos:

$$\tilde{p}_t = \dot{p}_t^* + e_t \quad (4)$$

onde \tilde{p}_t é a taxa corrente de inflação.

Estamos admitindo, dado que as expectativas se formam racionalmente, que o valor esperado da inflação é igual ao seu valor observado, a não ser que ocorram surpresas (representadas pelo erro e). Fazemos as hipóteses usuais de que $\text{cov}(u, p^*) = 0$ e admitimos também que $\text{cov}(e, p^*) = \text{cov}(e, u) = 0$. Substituindo (4) em (3), segue-se que:

$$m_t = b\tilde{p}_t + (u_t - be_t) \quad (5)$$

O uso do método dos mínimos quadrados ordinários resulta em estimadores inconsistentes para b , já que o residuo $(u_t - be_t)$ está correlacionado com \dot{p}_t . O estimador de mínimos quadrados ordinários de b é:

$$\begin{aligned}\hat{b} &= b - b (\text{var } e / \text{var } u) = b (1 - (\text{var } e / \text{var } p)) = \\ &= b (\text{var } p^* / (\text{var } p^* + \text{var } e))\end{aligned}$$

A solução encontrada na literatura econométrica para este tipo de problema consiste no uso do método das variáveis instrumentais.⁹ Em particular, se os erros e_t não estão correlacionados, mas as variáveis \dot{p}_t são serialmente correlacionadas, podem-se usar os valores defasados de \dot{p}_t como variáveis instrumentais, método este que foi utilizado para reestimar a equação (2), obtendo-se os resultados apresentados na Tabela 2.

Os resultados da Tabela 2 confirmam os anteriores, particularmente no que se refere ao fato de não se poder rejeitar a hipótese de que o coeficiente da taxa esperada de inflação é nulo e de que, portanto, ela não pertence à equação de demanda de moeda.

Por outro lado, é possível que o coeficiente da taxa de inflação esteja estimado imprecisamente devido à presença de multicolineari-

TABELA 2

$$\begin{aligned}\text{Log } m &= a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + a_3 \log \dot{p} \\ &(\text{variáveis instrumentais: } y_{-1}, i_{-1}, \dot{p}_{-1})\end{aligned}$$

	a_0	a_1	a_2	a_3	R^2	SER	DW	Rho
(II)	-0,06 (-0,01)	0,92 (9,85)	0,44 (-4,06)	0,43 (0,31)	0,99	0,04	1,93	0,66

NOTAS: As estatísticas t aparecem entre parênteses. As equações foram estimadas pelo método das variáveis instrumentais e corrigidas pelo método de Fair para correlação serial dos resíduos.

⁹ Ver G. S. Maddala, *Econometrics* (Nova York: McGraw Hill, 1977).

dade (o coeficiente de correlação simples entre as taxas de juros e de inflação é 0,63), o que pode não permitir separar adequadamente os efeitos da taxa de juros dos efeitos da taxa de inflação. A equação foi refeita para cada uma das variáveis separadamente, como se pode observar na Tabela 3.

Mais uma vez confirmam-se nossos resultados no que concerne à taxa de juros. Na equação em que a taxa de inflação não aparece, os coeficientes têm o sinal e o tamanho preditos pela teoria e estão precisamente estimados.

Por outro lado, a equação onde a taxa de juros não foi incluída apresenta valores absurdamente altos, tanto para a elasticidade-renda quanto para a elasticidade em relação à taxa de inflação. Tais efeitos advêm certamente de erro de especificação, ao se deixar de lado a variável taxa de juros na explicação da demanda de moeda.

Falta discutir a estrutura de ajustamentos, do que nos ocupamos a seguir.

TABELA 3

$$\text{Log } m = a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + a_3 \log \dot{p}$$

	a_0	a_1	a_2	a_3	R^2	SER	DW	Rho
(III)	1,75 (6,67)	0,94 (18,97)	-0,41 (-5,15)		0,99	0,04	1,97	0,68
(IV)	38,60 (1,60)	1,40 (3,66)		-8,48 (-1,57)	0,77	0,16	1,74	0,56

NOTAS: As variáveis instrumentais para as equações (III) e (IV) são, respectivamente, y_{-1} e i_{-1} e y_{-1} e p_{-1} . As estatísticas t encontram-se entre parênteses. As equações foram corrigidas pelo método de Fair.

3.1 — Os custos de ajustamentos

Os estudos empíricos sobre a demanda de moeda constataam que os encaixes reais divergem daqueles efetivamente possuídos, devido à existência de custos de ajustamento. A formulação mais corriqueira dos mecanismos de ajustamento parte da postulação de uma função quadrática de custos:

$$C = \alpha (\log m - \log m^*)^2 + \beta (\log m - \log m_{-1})^2 \quad (6)$$

onde m = encaixes observados e m^* = encaixes desejados expressos em (2).

O primeiro e o segundo termos do lado direito da equação (6) expressam, respectivamente, os custos para o agente econômico de se encontrar fora de seu equilíbrio e os custos de acréscimos aos encaixes reais.

A minimização, em relação a m , dos custos expressos na equação (6) leva a:

$$m = \mu m^* + (1 - \mu) m_{-1} \quad (7)$$

onde $\mu = \alpha / (\alpha + \beta)$.

Estimamos a equação (7), onde m^* se obtém em (2), pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários e das variáveis instrumentais, obtendo os resultados reproduzidos na Tabela 4.

TABELA 4

$$\text{Log } m = a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + a_3 \log \dot{p} + a_4 \log m_{-1}$$

	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	SER	DW
(V)	3,77 (4,75)	0,35 (5,51)	-0,10 (-2,96)	-0,72 (-3,86)	0,65 (9,42)	0,99	0,03	1,73
(VI)	3,39 (2,22)	0,20 (1,98)	-0,05 (-0,97)	-0,75 (-1,91)	0,80 (-7,43)	0,99	0,03	2,10

NOTAS: As equações (V) e (VI) foram estimadas, respectivamente, pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários e das variáveis instrumentais, sendo que, dentre estas, foram utilizadas as seguintes: y_{-1} , i_{-1} , \dot{p}_{-1} e m_{-1} . As estatísticas t encontram-se entre parênteses.

As equações comportam-se muito bem. O método das variáveis instrumentais confirma as estimativas obtidas com o dos mínimos quadrados ordinários, particularmente quanto à elasticidade-renda da demanda de moeda no longo prazo, que é igual à unidade. Observa-se, ainda, que a equação (7) pode ser reescrita como $\log m = a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + (a_3 + a_4) \log \dot{p} + a_5 \log (M_{-1}/p)$ e que não se pode rejeitar a hipótese $a_3 + a_4 = 0$ na equação estimada pelo método das variáveis instrumentais. O único problema, agora, quando estima-se a equação (7) pelo método das variáveis instrumentais, é que o coeficiente da taxa de juros aparece estimado muito imprecisamente, em virtude, talvez, de o mecanismo de ajustamento estar mal especificado. Considere-se o seguinte argumento: se a taxa de juros e o nível de renda são constantes e a taxa de inflação não pertence à função dos encaixes desejados, os encaixes nominais terão que ser corrigidos, quando existe inflação, para que os encaixes reais mantenham-se no seu nível desejado. Suponha-se que existam um custo nos acréscimos aos encaixes nominais, caso em que a equação de custos (6) deve-se reescrever como:

$$C = \alpha (\log m - \log m^*) + \beta (\log M - \log M_{-1}) \quad (6')$$

onde $M =$ encaixes nominais.

A minimização dos custos expressos em (6') leva-nos a:

$$\alpha \log m - \alpha \log m^* + \beta \log M - \beta \log M_{-1} = 0$$

Somando-se e diminuindo-se $(\beta \log p)$ à expressão acima, vem $\alpha \log m - \alpha \log m^* + \beta \log (M/p) - \beta \log (M_{-1}/p)$, que se pode escrever como:

$$\log m = \mu \log m^* + (1 - \mu) \log (M_{-1}/p) \quad (7')$$

onde $\mu = \alpha / (\alpha + \beta)$.

A diferença entre (7) e (7') reside no deflator dos encaixes nominais defasados. A equação (7') usa os preços correntes, enquanto a equação (7) usa os preços defasados, implicando, ainda, que qualquer redução no valor real dos encaixes reais defasados

devido à inflação seja imediatamente corrigido, enquanto que na equação (7') isto só é feito com uma defasagem, porque existe um custo nos acréscimos aos encaixes nominais.

A equação (7') foi estimada pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários e das variáveis instrumentais, obtendo-se os resultados reproduzidos na Tabela 5.

Se os custos de ajustamento estão especificados corretamente, então a equação (VII) indica que a taxa de inflação só pertence à demanda de moeda na medida em que torna necessárias mudanças nos encaixes nominais, de modo que os encaixes reais possuídos se ajustem aos desejados.¹⁰ Entretanto, como a taxa de inflação não

TABELA 5

$$\log m = a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + a_3 \log \dot{p} + a_4 \log (M_{-1}/\dot{p})$$

	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	SER	DW
(VII)	0,79 (0,98)	0,35 (5,51)	-0,10 (-2,96)	-0,08 (-0,42)	0,65 (9,42)	0,99	0,03	1,73
(VIII)	6,02 (0,09)	0,21 (1,51)	-0,05 (-1,10)	0,05 (0,10)	0,80 (5,90)	0,99	0,03	2,10

NOTAS: As equações (VII) e (VIII) foram estimadas, respectivamente, pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários e das variáveis instrumentais, tendo sido usadas como instrumentos, além dos encaixes defasados deflacionados pelo nível de preços correntes, as variáveis y_{-1} , i_{-1} e \dot{p}_{-1} . As estatísticas t encontram-se entre parênteses.

¹⁰ Observe-se que, somando e diminuindo $(1-\mu) \log p_{-1}$ à equação (7'), ela pode ser reescrita como:

$$\log m = \mu \log m^* + (1-\mu) \log m_{-1} - (1-\mu) \log \dot{p}$$

Se $m = m_{-1}$, então $\log m = \log m^* - (\beta/\alpha) \log \dot{p}$, o que significa que, se existe inflação mesmo no longo prazo, o ajustamento dos encaixes reais possuídos aos seus níveis desejados é menor do que perfeito, já que existe um custo de ajustamento.

faz parte dos argumentos que entram na função dos encaixes reais desejados, já que seu coeficiente não é significativamente diferente de zero, estes resultados rejeitam a hipótese de Chicago, mas quando a equação (7) é reestimada, pelo método das variáveis instrumentais, todos os coeficientes, inclusive a elasticidade-renda, apresentam-se estimados imprecisamente (ver Tabela 5).

Por essa razão, reestimou-se a equação (7) mais uma vez, pelo método das variáveis instrumentais, admitindo-se, ao contrário do que se supôs anteriormente, que não exista um problema de simultaneidade no que concerne às variáveis renda e taxa de juros. Os resultados encontram-se na Tabela 6.

Mais uma vez as equações indicam que a taxa de inflação só pertence à demanda de moeda no Brasil na medida em que torna necessárias mudanças nos encaixes nominais, de forma que os encaixes reais possuídos ajustem-se aos desejados. Por outro lado, as elasticidades em relação à renda e à taxa de juros encontram-se precisamente estimadas. Não se pode rejeitar a hipótese de que, ao longo do prazo, a elasticidade-renda da demanda de moeda seja unitária e de que em relação à taxa de juros seja maior que $-1/2$ e menor que zero.

TABELA 6

$$\log m = a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + a_3 \log \dot{p} + a_4 \log (M_{-1}/p)$$

	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	$SE\hat{R}$	DW	Rho
(IX)	1,40 (0,82)	0,36 (5,32)	-0,09 (-2,29)	-0,22 (-0,56)	0,64 (9,07)	0,99	0,63	1,69	
(X)	1,36 (1,34)	0,50 (7,06)	-0,15 (-3,42)	-0,16 (-0,69)	0,49 (6,33)	0,99	0,63	2,13	0,36

NOTAS: As equações (IX) e (X) foram estimadas pelo método das variáveis instrumentais, tendo sido usadas como instrumentos, além dos encaixes defasados deflacionados pelo nível de preços correntes, as variáveis y , i e \dot{p}_{-1} . A equação (X) foi corrigida pelo método de Fair. As estatísticas t encontram-se entre parênteses.

4 — Conclusões

As estimativas para a demanda de moeda aqui discutidas indicam que a elasticidade-renda da demanda de moeda no Brasil é aproximadamente unitária no longo prazo e que a taxa de juros pertence à demanda de moeda. Portanto, a não inclusão desta variável nos trabalhos empíricos leva a estimativas viesadas dos coeficientes da equação de demanda de moeda.

A maioria dos estudos resenhados por Barbosa não inclui a taxa de juros entre os argumentos da função de demanda de moeda, excetuando-se apenas algumas equações estimadas por Contador, Pastore e Simonsen.¹¹

É difícil comparar os resultados aqui obtidos com os de Contador,¹² uma vez que ele não se reporta à estatística de Durbin-Watson e sua elasticidade-renda é absurdamente baixa (0,17), tanto em relação aos nossos resultados quanto aos de outros autores. Por outro lado, o valor da elasticidade em relação à taxa de juros em algumas de suas equações (-41,9, por exemplo) parece difícil de interpretar.

As equações de Pastore e Simonsen,¹³ que incluem a taxa de juros, apontam na mesma direção dos nossos resultados. A equação (X),

¹¹ Contador, *op. cit.*, Pastore, "Inflação e Política...", *op. cit.*, e Simonsen, *op. cit.*

¹² Contador, *op. cit.*

¹³ A equação de Pastore, "Inflação e Política...", *op. cit.*, é:

$$\log m = -0,842 + 0,315 \log y - 0,106 \log i + 0,745 \log m_{-1}$$

(4,52) (3,61) (8,87)

$R^2 = 0,87$; $DW = 1,92$; período: 43 observações entre 1954/68. Estatísticas t entre parênteses.

A equação de Simonsen, *op. cit.*, é:

$$m = 24,18 + 0,7 y - 0,43 i - 0,18 \dot{p}$$

(0,0015) (0,26) (0,064)

Erros-padrão entre parênteses.

$R^2 = 0,96$; $DW = 1,55$; período: 1947/68, dados mensais. Observe-se que a equação de Simonsen é da forma linear e que as elasticidades não podem ser obtidas diretamente da leitura dos coeficientes.

representada no gráfico a seguir, na Tabela 6 mostra que as variações na demanda de encaixes reais podem ser explicadas em termos de variações da renda real e da taxa de juros. Um acréscimo de 1% na renda real leva a um aumento de 0,5% nos encaixes reais no curto prazo e a um aumento proporcional no longo prazo. Um acréscimo de 1% na taxa de juros nominal acarreta um decréscimo de 15 e 30% dos encaixes reais, no curto e longo prazos, respectivamente.

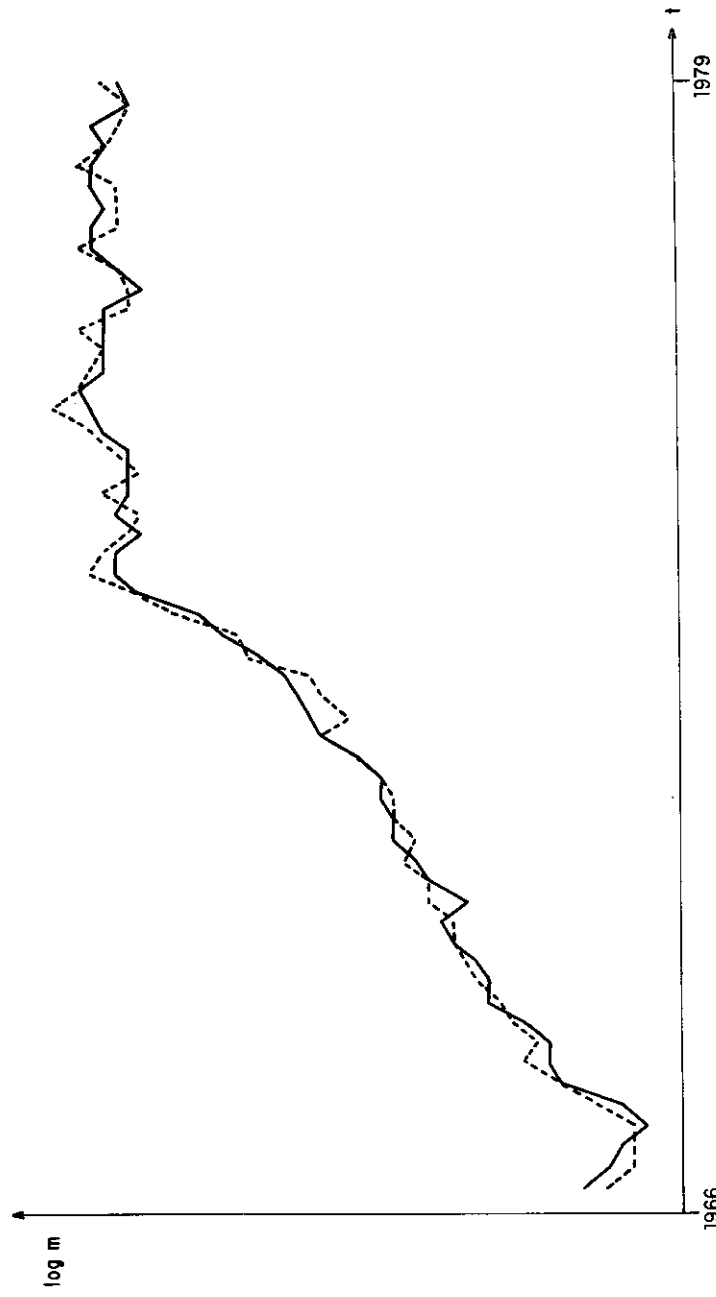
As equações (II) e (III), nas Tabelas 2 e 3, mostram que sob a hipótese de ajustamento instantâneo as elasticidades em relação à renda e à taxa de juros situam-se acima de 0,9 e 0,4, respectivamente (vale a pena observar que a especificação dinâmica não altera essas elasticidades substancialmente). Esta estabilidade através de métodos e especificações sugere que o modelo teórico capta os determinantes essenciais do comportamento da demanda de moeda.

As equações (V) e (X) indicam a existência de defasagens de ajustamento. O coeficiente das variáveis defasadas é significativo, através de métodos e especificações, mostrando que o ajustamento não é instantâneo. A defasagem média, medida pela razão $(1 - \mu) / \mu$, situa-se entre um trimestre e um ano.

Deve-se também chamar a atenção para o fato de que a evidência empírica aqui coletada mostra que a taxa de inflação só afeta a demanda de encaixes reais na medida em que torna os ajustamentos nos encaixes nominais necessários para adequar os encaixes aos seus níveis desejados. Esta evidência sugere que ou as taxas de juros nominais refletem as taxas esperadas de inflação, ou os estoques de bens não se constituem numa alternativa à retenção de moeda no Brasil. Daí se pode concluir que a experiência inflacionária no Brasil diverge das hiperinflações analisadas por Cagan.¹⁴

¹⁴ P. Cagan, "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money* (University of Chicago Press, 1956).

ENCAIXES REAIS : VALORES PREDITOS E OBSERVADOS
BRASIL : 1966 - II / 1979 - IV



Fonte : Equação (X), Tabela 6.

Apêndice estatístico

(1) A moeda real, m :

A moeda real foi obtida deflacionando-se a moeda nominal, M , pelo índice de preços, p (ver Tabela 7), calculando-se, em seguida, o índice com base em 1977. A moeda nominal, M , foi obtida somando-se o papel-moeda em circulação aos depósitos à vista nos bancos comerciais, no Banco do Brasil e nas caixas econômicas. Observe-se que nossa definição de moeda diverge do conceito de M_1 adotado pelas autoridades monetárias por incluir os depósitos à vista nas caixas econômicas. As informações estatísticas foram obtidas do *Boletim do Banco Central do Brasil (BCCB)*, diversos números.

(2) A taxa de inflação, $\log \dot{p}$:

Obteve-se a taxa de inflação tomando-se o logaritmo do índice dos preços correntes dividido pelo do ano anterior. O índice de preços, p , é o índice geral de preços, coluna 2, de *Conjuntura Econômica*.

(3) A taxa de juros, i :

A taxa de juros é aquela sobre as letras de câmbio. As taxas são do Rio de Janeiro, coletadas pelo Banco do Brasil, a 180 dias de prazo até 1970 e a 360 dias a partir de 1971.

(4) A renda real, y :

O índice da renda real trimestral foi obtido a partir das informações trimestrais para a produção de cimento, o consumo industrial de energia elétrica, a quantidade de veículos automotores produzidos

TABELA 7

Períodos	M	p	i	y	
1965	I	5,323	5,255	41,5	
	II	6,137	5,716	36,1	
	III	7,274	6,048	29,7	
	IV	8,467	6,369	29,7	
1966	I	8,737	7,135	29,0	38,0970
	II	8,991	7,836	29,3	39,9482
	III	9,367	8,443	33,1	41,1181
	IV	9,968	8,962	31,4	39,8019
1967	I	10,676	9,576	34,2	37,2053
	II	12,188	10,170	33,4	38,7273
	III	13,424	10,627	32,3	41,8539
	IV	14,756	11,060	32,1	41,4353
1968	I	15,625	11,813	32,2	40,5776
	II	17,397	12,597	31,3	43,7146
	III	18,382	13,217	31,4	45,8689
	IV	20,226	13,893	31,3	47,0204
1969	I	21,407	14,429	30,5	46,3316
	II	22,836	14,958	30,4	48,8837
	III	23,913	15,886	30,0	50,8951
	IV	26,292	16,735	30,3	48,8542
1970	I	27,442	17,332	30,7	49,0996
	II	29,765	18,011	30,8	51,8518
	III	31,166	19,098	29,5	55,1472
	IV	33,462	19,940	29,4	55,7843
1971	I	34,761	20,782	28,1	55,2908
	II	37,578	21,942	28,1	57,8560
	III	40,981	22,992	28,0	60,6573
	IV	45,208	23,793	28,1	64,0180
1972	I	45,622	24,859	27,1	61,4639
	II	49,560	25,798	25,4	66,7299
	III	52,520	26,766	24,5	67,0235
	IV	59,325	27,570	24,3	70,6080
1973	I	62,825	28,596	22,8	69,0936
	II	72,113	29,700	22,2	74,4085
	III	79,416	30,606	22,1	78,3020
	IV	89,290	31,743	22,0	83,4377
1974	I	93,955	34,135	22,7	80,4827
	II	101,447	33,396	26,0	83,8062
	III	106,162	40,373	27,1	88,3814
	IV	118,020	42,350	27,1	88,6133
1975	I	118,054	45,057	26,9	81,6207
	II	130,664	47,703	27,1	86,0257
	III	144,708	51,089	26,7	90,0011
	IV	165,191	54,684	26,7	91,8463
1976	I	172,022	59,922	27,2	90,0708
	II	190,424	66,589	31,2	96,2796
	III	204,019	73,907	33,1	97,2367
	IV	230,416	79,983	35,9	98,8347
1977	I	233,077	87,757	38,6	95,9887
	II	262,979	97,687	39,3	98,9484
	III	284,298	103,667	42,6	99,3701
	IV	319,154	110,867	43,3	105,693
1978	I	328,357	120,367	42,1	103,076
	II	363,808	132,833	40,6	103,579
	III	397,404	145,067	40,5	109,446
	IV	449,611	156,700	43,7	115,346
1979	I	476,515	172,933	46,5	106,861
	II	525,426	193,667	46,0	116,536
	III	597,174	222,033	48,3	113,366
	IV	732,627	265,500	48,9	120,878

TABELA 8

A demanda de moeda
(outras estimativas)

$$\log m = a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + a_3 \log \dot{p} + a_4 \log m_{-1}$$

	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	SER	DW	Rho
(XII)	0,96 (5,67)	0,54 (7,26)	-0,22 (-5,01)		0,42 (5,43)	0,99	0,63	2,12	0,45
(XIII)	4,85 (6,44)	0,22 (4,45)		-1,04 (-6,63)	0,78 (14,58)	0,99	0,03	1,90	
(XIV)	5,57 (4,71)	0,24 (4,39)		-1,20 (-4,62)	0,77 (13,76)	0,99	0,03	1,85	

$$\log m = a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + a_3 \log \dot{p} + a_4 \log (M_{-1}/p)$$

	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	SER	DW
(XV)	6,45 (3,44)	0,35 (5,57)	-0,11 (3,51)		0,65 (9,60)	0,99	0,03	1,74
(XVI)	1,23 (1,45)	0,22 (4,45)		-0,26 (-1,38)	0,78 (14,58)	0,99	0,03	1,90
(XVII)	2,35 (1,22)	0,26 (3,72)		-0,50 (-1,39)	0,75 (10,71)	0,99	0,03	1,76

NOTAS: As equações (XII), (XIII), (XV) e (XVI) foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários. A equação (XII) foi corrigida pelo método de Cochrane-Orcutt. As equações (XIV) e (XVII) foram estimadas pelo método das variáveis instrumentais, usando-se como instrumentos y , \dot{p}_{-1} e m_{-1} na equação (XIV) e y , p_{-1} e M_{-1}/p na equação (XVII). As estatísticas t encontram-se entre parênteses.

e a receita real do Tesouro Nacional. Os coeficientes para o cálculo da renda a partir dessas variáveis foram obtidos da regressão:

$$1966/79: y = 28,84 + 0,14 C + 0,23 E + 0,22 A + 0,12 R$$

$(10,02) \quad (1,02) \quad (91,56) \quad (5,09) \quad (2,07)$

$$R^2 = 0,9988$$

onde: y = índice do produto interno real, Contas Nacionais;

C = índice da produção de cimento em toneladas;

E = índice do consumo industrial de energia elétrica em São Paulo e Rio de Janeiro, originária da Light;

A = índice da quantidade de veículos automotores produzidos; e

R = índice da receita real do Tesouro Nacional.

As informações estatísticas foram obtidas de *Conjuntura Econômica* e *BCCB*, diversos números (ver Tabela 7 para os valores M , p , i e y).

(Originais recebidos em novembro de 1980. Revistos em junho de 1981.)

