

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

Nº 31

"Uma Equação para a Demanda  
de Moeda no Brasil"

Eliana A. Cardoso

Novembro de 1980

UMA EQUAÇÃO PARA A DEMANDA DE MOEDA NO BRASIL\*

Eliana A. Cardoso  
INPES, outubro 1980.

A literatura sobre a demanda de moeda é extensa e crescente. Goldfeld (1975) e Laidler (1977) são excelentes resenhas da teoria e evidência sobre este tema. Para o caso do Brasil, esta encontra-se sumariada em Barbosa (1976).<sup>1</sup> Ele observa que a evidência disponível é inconclusiva ou inexistente no que concerne a problemas tais como: a estabilidade da demanda de moeda, o problema da simultaneidade, a estrutura de defasagens, a forma funcional e o papel da taxa de juros na demanda de moeda. Entretanto, Barbosa 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 1 relembra brevemente alguns aspectos da teoria sobre a demanda de moeda. A Seção 2 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 se encontram sumariadas na Seção 3.

---

\*Agradeço a Rudiger Dornbusch pelos seus comentários.

<sup>1</sup>Ver também Fishlow (1966), Pastore (1969), Simonsen (1970), Campbell (1970), Silveira (1973), Da Silva (1972) Pastore (1973) e Contador (1974).

### 1. 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 (1952) e Tobin (1956), que assumem 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. (Veja-se Barro (1976)).

Extensões estocásticas desses modelos deterministas, que aparecem em Miller e Orr (1966), equivalem a incluir o motivo precaução na explicação da demanda de moeda, assim como uma outra solução menos bem-sucedida, encontrada em Whalen (1966).

Tobin (1956) 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 portfólio. 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 a análise de Tobin represente um progresso no campo da teoria de finanças, ela não expressa uma teoria da demanda de moeda.

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 de Chicago atribui um papel proeminente à taxa de inflação na demanda de moeda, pois de acordo com a perspectiva dessa escola qualquer bem que possa ser estocado 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).

## 2. 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 seguintes resultados:

Tabela 1

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

	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$R^2$	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 o Apêndice.)

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 a existência de correlação serial dos resíduos. Suspeitamos, portanto, de erro de especificação e podemos de imediato saber que duas coisas não vão bem.

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

$$m_t = b\hat{p}_t^* + u_t \tag{3}$$

Suponhamos, outrossim, que em lugar de  $\hat{p}^*$  usemos:

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

onde  $\hat{p}_t$  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:

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

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

$$\hat{b} = b - b \left( \frac{\text{var } e}{\text{var } u} \right) = b \left( 1 - \left( \frac{\text{var } e}{\text{var } p} \right) \right) = b \left( \frac{\text{var } p^*}{\text{var } p^* + \text{var } e} \right)$$

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

---

<sup>2</sup>Ver Maddala (1977), Cap. 13.

Tabela 2

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

Variáveis instrumentais:  $y_{-1}$  ,  $i_{-1}$  ,  $\dot{p}_{-1}$

	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$R^2$	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. A variável  $\dot{p}$  é definida como a razão entre o nível de preços correntes dividido pelo nível de preços no período anterior. (Ver o Apêndice.)

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 multicolinearidade (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.

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)	38,00 ( 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  $\dot{p}_{-1}$ . As estatísticas  $t$  encontram-se entre parênteses. As equações foram corrigidas pelo método de Fair.

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 discurtir a estrutura de ajustamentos, do que nos ocupamos a seguir.

### 2.1 - 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  $\underline{m}$  = encaixes observados e  $\underline{m}^*$  = 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  $\underline{m}$ , 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  $\underline{m}^*$  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 parenteses. As equações refeitas para as taxas de juros e de inflação separadamente encontram-se no Apêndice.

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:  $\log m = a_0 + a_1 \log y + a_2 \log i + (a_3 + a_4) \log \dot{p} + a_4 \log (M_{-1}/P)$  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 se mantenham no seu nível desejado. Suponha-se que exista um custo nos acréscimos aos encaixes nominais. Nesse caso, a equação de custos (6) deve-se reescrever como:

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

onde  $\underline{M}$  = encaixes nominais.

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

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

Sumando-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  $\underline{\mu} = \alpha/(\alpha+\beta)$ .

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 é 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.

Tabela 5

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

	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R^2$	SER	DW
(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)	0,02 (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 defasadas e  $y$ ,  $i$  e  $\dot{p}$ . As estatísticas  $t$  encontram-se entre parênteses. As equações para as taxas de juros e de inflação separadamente encontram-se no Apêndice.

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.<sup>3</sup> Entretanto, como a taxa de infla-

<sup>3</sup>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  $\log m = \log m^* - (\beta/\alpha) \log \dot{p}$ . Isto significa que, se existe inflação mesmo no longo prazo, o ajustamento dos encaixes reais possuídos aos seus níveis desejados é menos do que perfeito, já que existe um custo de ajustamento.

ção não 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. Entretanto, quando a equação (7') é reestimada, pelo método das variáveis instrumentais, todos os coeficientes, inclusive a elasticidade-renda, apresentam-se estimados imprecisamente. (ver a Tabela 5).

Em seguida, 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.

Tabela 6

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

	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R^2$	SER	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	0,03	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	0,03	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.

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 se ajustem 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.

### 3 - 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 (1974), Pastore (1969) e Simonsen (1970).

É difícil comparar os resultados aqui obtidos com os de Contador (1973), 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 (1969)<sup>4</sup> e Simonsen (1970),<sup>5</sup> que incluem a taxa de juros, apontam na mesma direção dos nossos resultados. Nossa equação (X) está representada no gráfico a seguir.

---

4

A equação de Pastore é:

$$\log m = -.842 + .315 \log y - .106 \log i + .745 \log_{m-1}$$

(4.52)                      (3.61)                      (8.87)

$R^2 = .87$ ; D.W. = 1.92; Período: 43 observações entre 1954/1968. Estatísticas t entre parênteses.

5

A equação de Simonsen é:

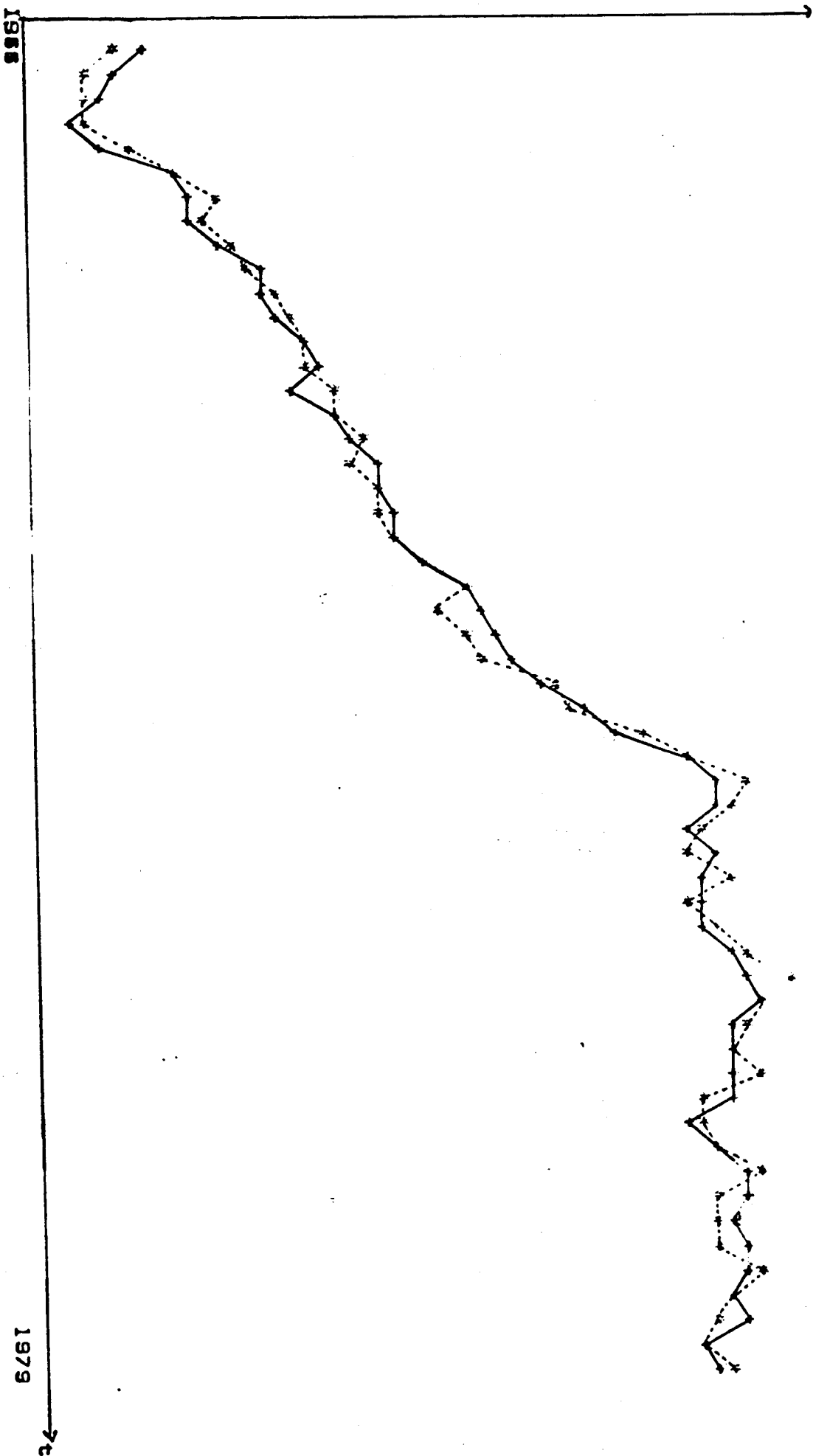
$$m = 24.18 + .7 y - .43 i - .18 p$$

(.0015)                      (.26)                      (.064)

Erros-padrão entre parênteses.

$R^2 = .96$  ; D.W. = 1.55; Período: 1947/1968, 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.

GRÁFICO 1  
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,  $P$  (veja-se Tabela A), 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 (BBCE), 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 preço,  $P$ , é o índice geral de preços, coluna 2, da 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 e a receita real do Tesouro Nacional. Os coeficientes para o cálculo da renda a partir dessas variáveis foram obtidos da regressão:

$$1966/79: y = 28.84 + .14 C + .23 E + .22 A + .12 R$$

$$(10.02) \quad (1.02) \quad (91.56) \quad (5.09) \quad (2.07)$$



$$R^2 = .9988$$

onde:  $\underline{y}$  = índice do produto interno real, Contas Nacionais;

$\underline{C}$  = índice da produção de cimento em toneladas;

$\underline{E}$  = índice do consumo industrial de **energia** elétrica em São Paulo e Rio de Janeiro, originária da Light;

$\underline{A}$  = índice da quantidade de veículos automotores produzidos; e

$\underline{R}$  = índice da receita real do Tesouro Nacional.

As informações estatísticas foram obtidas da Conjuntura Econômica e do BBCB, diversos números. (Ver Tabela A para os valores  $\underline{M}$ ,  $\underline{P}$ ,  $\underline{i}$  e  $\underline{Y}$ .)

## TABELA A

Períodos	M	P	I	Y
6501.00	5.32300	5.25500	41.5000	
6502.00	6.15700	5.71800	36.1000	
6503.00	7.27400	6.04800	29.7000	
6504.00	8.46700	6.56900	29.7000	
6601.00	8.73700	7.13500	29.0000	31.6979
6602.00	8.99100	7.83600	29.5000	31.5422
6603.00	9.36700	8.44300	33.1000	41.1181
6604.00	9.96800	8.90200	31.4000	31.8019
6701.00	10.6760	9.57000	34.2000	37.2023
6702.00	12.1380	10.1700	33.4000	31.7210
6703.00	13.4140	10.6270	32.3000	41.8037
6704.00	14.7560	11.0800	32.1000	41.4310
6801.00	15.6260	11.6120	32.2000	41.6776
6802.00	17.1970	12.5170	31.3000	41.7140
6803.00	18.1820	13.2170	31.4000	41.4619
6804.00	20.2280	13.7160	31.3000	41.4219
6901.00	21.4070	14.4290	30.5000	40.5216
6902.00	22.8350	14.9580	30.4000	41.1017
6903.00	23.9130	15.6160	30.0000	40.8452
6904.00	26.2420	16.7130	30.3000	41.0041
7001.00	27.4420	17.3320	30.7000	41.0790
7002.00	29.7600	18.0010	30.6000	41.1011
7101.00	31.1600	19.1380	29.5000	41.1412
7104.00	33.4520	19.9400	29.4000	41.7043
7101.00	34.7610	20.7120	28.1000	41.2537
7102.00	37.5780	21.9420	28.1000	41.0050
7103.00	40.9610	22.9420	28.0000	41.0076
7104.00	43.2060	23.7930	28.1000	41.0111
7201.00	45.6220	24.6690	27.1000	41.4044
7202.00	47.6600	25.7980	25.4000	41.1219
7203.00	52.5200	26.7160	24.5000	41.0210
7204.00	55.1230	27.5700	24.5000	41.0010
7301.00	62.6250	28.5600	22.8000	41.0000
7302.00	72.1130	29.7600	22.2000	41.4010
7303.00	79.4160	30.6000	22.1000	41.3000
7304.00	89.2930	31.7430	22.0000	41.4077
7401.00	93.4550	34.1050	22.7000	41.4827
7402.00	101.447	36.3980	26.0000	41.5002
7403.00	106.182	40.3730	27.1000	41.5117
7404.00	113.020	42.1500	27.1000	41.5110
7501.00	118.034	45.0570	26.9000	41.6287
7502.00	120.664	47.7630	27.1000	41.6257
7503.00	144.708	51.0890	26.7000	41.6011
7504.00	163.191	54.6640	26.7000	41.6403
7601.00	172.022	59.9220	27.2000	41.6700
7602.00	190.414	66.5610	31.2000	41.6270
7603.00	204.019	73.9070	33.1000	41.6307
7604.00	230.416	79.9830	33.9000	41.6047
7701.00	243.077	87.7570	38.0000	41.6017
7702.00	262.973	97.6070	39.3000	41.6404
7703.00	284.298	103.667	42.0000	41.6101
7704.00	319.134	110.857	43.3000	41.6070
7801.00	328.357	120.367	42.1000	41.6070
7802.00	369.608	132.833	40.6000	41.6579
7803.00	397.404	149.067	40.5000	41.6440
7804.00	449.011	156.700	43.7000	41.6340
7901.00	476.515	172.933	46.5000	41.6361
7902.00	525.426	193.667	46.0000	41.6360
7903.00	597.174	222.033	48.3000	41.6360
7904.00	732.627	265.500	48.9000	41.6878

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	0,03	2,12	0,45
(XIII)	4,85 (6,44)	0,22 (4,45)		-1,04 (-6,03)	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)	0,45 (3,44)	0,35 (5,57)	-0,11 (3,31)		0,65 (9,60)	0,99	0,03	1,74
(XVI)	1,23 (1,45)	0,22 (4,45)		-,26 (-1,38)	0,78 (14,58)	0,99	0,03	1,90
(XVIII)	2,35 (1,42)	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  $y$ ,  $\dot{p}_{-1}$  e  $M_{-1}/P$  na equação (XVII). As estatísticas  $t$  encontram-se entre parênteses.

REFERÊNCIAS

- Barbosa, F.H., "A Demanda de Moeda no Brasil: Uma Resenha da Evidência Empírica", PPE, 8(1), 1978.
- Barro, R., "Integral Constraints and Aggregation in an Inventory Model of Money Demand", Journal of Finance, Mar.1976.
- Baumol, W., "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach", Quarterly Journal of Economics, Nov. 1952.
- Goldfeld, S.M., "The Demand for Money Revisited", Brookings Papers on Economic Activity, n.3, 1973.
- Contador, C.R., "Desenvolvimento Financeiro, Liquidez e Substituição entre Ativos no Brasil", PPE, 4(2), 1974.
- Campbell, C.D., "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.
- Da Silva, Adroaldo M., "The Expected Rate of Inflation and The Demand for Money: An Empirical Study of Argentina, Brazil, Chile and USA", Tese Doutoral, Chicago, 1972.
- Fishlow, A., "The Monetary Policy in 1968" e "Projections and Policies for the Plano Trienal", IPEA, mimeo, 1968.
- Laidler, D., The Demand for Money, International Text Book, 1977.
- Miller, e Orr, "A Model of the Demand for Money by Firms", Quarterly Journal of Economics, ago. 1966.
- Pastore, A.C., "Inflação e Política Monetária no Brasil", RBE, 1969.
- Pastore, A.C., "Aspectos da Política Monetária Recente no Brasil", Estudos Econômicos, vol. 3, 1973.

Silveira, A.M., "The Demand for Money: The Evidence from the Brazilian Economy", Journal of Money Credit and Banking, 1973.

Simonsen, M.H., Inflação-Gradualismo x Tratamento de Choque, Rio de Janeiro, APEC, 1970.

Tobin, J., "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash", Review of Economics and Statistics, Aug.1956.

Tobin, J., "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk", Review of Economic Studies, Fev. 1958.

Wallen, E.H., "A Rationalization of the Precautionary Demand for Cash", Quarterly Journal of Economics, Maio,1966.

dpa.