

## O retorno da moeda e a incerteza de preços e de renda nas funções monetárias da economia brasileira\*

Ernani Teixeira\*\*

O artigo estima e investiga a importância das variáveis retorno da moeda e incerteza de preços e de renda como argumentos nas funções monetárias. Como a taxa de retorno da moeda é derivada de elementos que afetam a oferta monetária, os canais dos efeitos da política monetária são explorados em termos das inter-relações entre oferta e demanda de moeda. Por sua vez, as incertezas de preços e de renda são identificadas como variáveis de deslocamento das funções monetárias que alteram o fluxo de serviços monetários gerados por unidade real de moeda. Os resultados são analisados em termos do papel da taxa de juros, teoria da inflação, quantidade ótima de moeda e potencial de criação de renda através da emissão.

*1. Introdução; 2. Metodologia; 3. Resultados; 4. Implicações.*

### 1. Introdução

Tradicionalmente, os trabalhos empíricos sobre a função demanda consideram a moeda como um bem durável gerando um fluxo de serviços. Trata-se, portanto, da demanda de um estoque derivado da demanda de um fluxo. Não obstante, consideram a medida do fluxo de serviços monetários apenas deflacionando o estoque de moeda pelo nível de preços, sem levar em conta qualquer outro fator que poderia afetar essa relação entre estoque e fluxo. Implicitamente, consideram que os serviços monetários gerados por uma unidade real de moeda não se

\*O presente artigo é resultado de pesquisa financiada pelo Ipea/Inpes/PNPE. Uma versão resumida foi apresentada ao XVI Encontro Nacional de Economia da Anpec. O autor agradece os comentários de um leitor anônimo desta revista.

\*\*Ph. D em Economia (Ucla) e professor adjunto no Departamento de Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

alteram ao longo do tempo. O presente artigo, ao contrário, investiga a importância das mudanças na "qualidade" de moeda, em que qualidade é definida como o fluxo de serviços monetários gerado por unidade real de moeda.

Além disso, este artigo investiga a importância e as implicações da variável "retorno da moeda" que, embora de inegável importância tanto teórica como prática na formulação de política monetária, não figura explicitamente na quase totalidade dos trabalhos anteriores. A principal razão dessa omissão provavelmente deve-se ao fato de tratar-se de uma variável para a qual não existem dados diretamente observáveis. O presente artigo, no entanto, desenvolve um método indireto para estimá-la.

Finalmente, são investigadas as implicações dos resultados obtidos no que se refere ao papel das taxas de juros nas funções monetárias, relações de interdependência entre oferta e demanda de moeda, teoria da inflação, quantidade ótima de moeda e potencial de criação de renda através da emissão monetária.

## 2. Metodologia

O fluxo de serviços monetários depende da magnitude e da qualidade do estoque real de moeda. Denominando-se  $(M/P)$  como o estoque real de moeda e  $(B)$  uma variável de deslocamento representando a qualidade de  $(M/P)$ , o fluxo de serviços monetários  $(N)$  é expresso por

$$N = n [ (M/P), B ] \quad (1)$$

Trabalhos sobre a demanda de moeda implicitamente supõe que o fluxo de serviços monetários seja proporcional ao estoque real de moeda, e que essa proporcionalidade é constante.<sup>1</sup> Nesse caso, o estoque real de moeda é uma medida perfeita para o fluxo de serviços monetários, o que justificaria estimar a demanda do fluxo de serviços monetários diretamente pela demanda real de moeda.

Geralmente, esses estudos exprimem o estoque real demandado de moeda como uma função da riqueza e do custo de oportunidade da retenção de moeda.

Empiricamente, a renda real  $(y)$  tem sido utilizada como uma *proxy* para a riqueza, enquanto a taxa de juros  $(re)$  tem sido comumente identificada como o custo de oportunidade da retenção de moeda. Assim, a demanda real de moeda  $(M/P)^d$  é usualmente expressa por

$$(M/P)^d = f(y, rs) \quad (2)$$

Klein (1974), no entanto, demonstrou que a prática de identificar a taxa de juros diretamente como o custo de retenção da moeda encobre a importante

<sup>1</sup>Friedman (1969: "(...) moeda é um bem durável mantido pelos serviços que produz e gera um fluxo de serviços proporcional ao estoque (...)") (p. 119).

distinção entre o preço da moeda ( $P_m$ ) e o preço de seus substitutos ( $P_s$ ).

Assim, a expressão apropriada para a demanda de moeda deveria ser

$$(M/P)^d = g(y, PM, Ps) \quad (3)$$

onde

$$PM = i - rM \quad (4)$$

e

$$Ps = i - rs \quad (5)$$

Comparando-se as equações (2) e (3), pode-se concluir que os estudos anteriores implicitamente consideram que a variável preço relevante é a diferença ( $PM - Ps$ ) que é igual a ( $rs - rM$ ), e que a taxa de retorno da moeda ( $rm$ ) é nula, o que implica que a proibição de pagamento de juros sobre depósitos à vista seria totalmente efetiva. Porém num mundo de concorrência, para captarem maior volume de depósitos os bancos transferem parte de seus lucros para os seus clientes, seja através da liberação de taxas de serviços, seja através de empréstimos ou outros serviços a taxas diferenciadas, de acordo com os seus saldos médios e aplicações. Dessa forma, sem dúvida, a taxa de retorno da moeda ( $rm$ ) é positiva.

A maior dificuldade, porém, para usar essa especificação correta para as variáveis preço na função de demanda de moeda reside em como estimar a taxa de retorno da moeda.

É possível estimar, de forma relativamente simples, os pagamentos competitivos de juros sobre os depósitos na hipótese de que, por causa da concorrência, os bancos transfiram, abertamente ou não, todo o lucro adicional de suas contas de depósitos para os seus clientes.

Agregando-se as principais contas dos balanços dos bancos comerciais têm-se, no ativo, as reservas ( $R$ ) e os empréstimos ou aplicações ( $A$ ) e, no passivo, os depósitos ( $D$ ). Como ativo e passivo têm somas iguais, tem-se:

$$R + A = D \quad (6)$$

ou

$$(A/D) = 1 - (R/D) \quad (7)$$

Os lucros ( $L$ ) que serão repassados para os depositantes equivalem à diferença entre as receitas ( $E$ ) e os custos da geração dos depósitos ( $C$ ), ou

$$E - L = C \quad (8)$$

Os custos principais são constituídos dos custos alternativos da retenção de reservas estéréis e de qualquer aplicação com retorno menor do que a melhor

aplicação de mercado. Assim, a equação (8), com os seus componentes em termos de taxas, pode ser expressa como

$$i - r_D = i (R/D) + (i - r_s) \quad (A/D) \quad (9)$$

onde

- $i$  = taxa de juros da melhor aplicação de mercado.
- $r_D$  = taxa de lucro que será repassada para os clientes.
- $r_s$  = taxa de juros de curto prazo.

Utilizando-se a equação (7) e um pouco de álgebra, tem-se que os pagamentos de juros sobre os depósitos serão finalmente dados por

$$r_D = r_s [ i - (R/D) ] \quad (10)$$

Como  $M = C + D$ , a taxa de retorno da moeda ( $r_M$ ) pode então ser estimada como a soma dos juros pagos sobre o papel-moeda em poder do público ( $r_C$ ) mais a soma dos juros pagos sobre os depósitos ( $r_D$ ), ponderados pela participação de cada componente no estoque de moeda, isto é,

$$r_M = r_C (C/M) + r_D (D/M) \quad (11)$$

Como  $r_C = 0$  e  $r_D$  é dado pela equação (10), tem-se que

$$r_M = r_s [ i - (R/D) ] \quad [ D/M ] \quad (12)$$

ou

$$r_M = r_s [ (D - R)/M ] \quad (13)$$

Como  $M = C + D$  e a base monetária é dada por  $H = C + R$ , o componente  $C$  foi somado e subtraído, na parte entre parênteses, permitindo finalmente chegar à seguinte equação, que exprime a taxa de retorno da moeda:

$$r_M = r_s [ 1 - (H/M) ] \quad (14)$$

A expressão (14) mostra que a variável retorno da moeda, que afeta e tem várias implicações sobre a demanda, depende de variáveis que determinam a geração de depósitos pelos bancos comerciais ou do multiplicador monetário.<sup>2</sup> Em consequência, é através da variável retorno da moeda que será possível analisar importantes relações de interdependência entre os processos de oferta e demanda de moeda, o que permitirá explorar e esclarecer novos canais e efeitos da política monetária.

<sup>2</sup>Outros pesquisadores, como Seldon (1956) e Lee (1967), consideraram os juros sobre os depósitos como sendo apenas o negativo das taxas cobradas pelos serviços bancários. Dessa forma, ignoram completamente os pagamentos implícitos de juros sobre os depósitos.

Considerando a definição  $M_1$  da moeda, em que os depósitos representam apenas os depósitos à vista,  $DV$ , pode-se também estimar  $rM_1$  a partir dessas relações. Para isso, é necessário substituir  $D$  por  $DV$  e fazer  $R$  representar apenas as reservas que lastreiam os depósitos à vista, isto é,  $RDV$ .

Com essas modificações, a equação (10) passa a ser:

$$rDV = rs [ 1 - (RDV/DV) ] \quad (15)$$

Utilizando-se a equação (11), com as devidas transformações, e ainda considerando  $rc = 0$ , tem-se:

$$rM_1 = RDV (DV/M_1) \quad (16)$$

Como  $rDV$  é dado pela equação (15), tem-se que

$$rM_1 = rs [ 1 - (RDV/DV) ] [ DV/M_1 ] \quad (17)$$

ou, finalmente,

$$rM_1 = rs [ (DV - RDV)/M_1 ] \quad (18)$$

Até agora a discussão foi desenvolvida na hipótese de que o fluxo de serviços monetários é proporcional ao estoque de moeda e que essa proporcionalidade se mantém constante ao longo do tempo. Apenas nesse caso, o estoque real de moeda é uma medida perfeita para o fluxo de serviços monetários, e  $PM = i - rM$  poderia ser usado como uma medida apropriada do preço relativo dos serviços monetários, enquanto  $Ps = i - rs$  como uma medida apropriada do preço relativo dos substitutos monetários. Assim, a função a ser estimada seria expressa como

$$(M/P)^d = g [ y, (i - rM), (i - rs) ] \quad (19)$$

Essa função, no entanto, deixa de ser adequada caso tenham ocorrido mudanças na qualidade dos serviços monetários gerados por um dado estoque real de moeda. Nesse caso, não há uma proporcionalidade constante entre o fluxo de serviços monetários e o estoque real de moeda, e torna-se necessário voltar à equação (1), na qual o fluxo de serviços monetários ( $N$ ) é função do estoque real de moeda ( $M/P$ ) e de uma variável de deslocamento ( $B$ ) representando a "qualidade" do estoque real de moeda, indicando que os serviços monetários de uma unidade real de moeda em 1950, por exemplo, podem e devem ser diferentes dos serviços monetários gerados por uma unidade real de moeda em 1985.

Porém, como dados diretamente sobre o fluxo de serviços monetários não são disponíveis, empiricamente não há outra alternativa senão trabalhar com o estoque real de moeda. Mas, nesse caso, a variável  $B$  tem que explicitamente figurar como argumento na função de demanda para representar os deslocamentos de ( $M/P$ ) na função dos serviços monetários.

Postula-se, inicialmente, que as fontes de mudanças de qualidade estão principalmente ligadas às melhoras nos processos de transações monetárias e às incertezas quanto às taxas de variabilidade de preços que, por afetarem o valor

real antecipado da moeda, alteram a relação entre o estoque e o fluxo de serviços gerados.<sup>3</sup>

Os efeitos de  $B$  sobre  $(M/P)^d$  são teoricamente ambíguos, já que  $B$  e  $(M/P)$  são substitutos na produção de  $N$ , enquanto são complementares no consumo. Assim, um melhoramento da qualidade implica obter mais serviços monetários de um dado estoque real de moeda, o que, de um lado, reduziria a demanda real de moeda, mas por tornar mais baratos os serviços monetários, de outro, induziria a um aumento da demanda real de moeda. São dois efeitos com sinais contrários e, *a priori*, sem hipóteses adicionais, seria impossível determinar o sinal da variável  $B$  na função  $(M/P)^d$ .

Resta ainda operacionalizar uma medida observável para a variável  $B$ . Como foi dito, ela é constituída principalmente por dois componentes. Um deles representa a melhora da eficiência do processo de transações monetárias, tais como o crescente uso de cartões de crédito e a automação eletrônica dos bancos que, sem dúvida, economizam o uso de meios de pagamentos ou, vale dizer, aumentam a qualidade ou o fluxo de serviços monetários gerados por um dado estoque real de moeda. Tais serviços, no entanto, estão associados ao nível de renda do país e, portanto, seus efeitos estão embutidos na variável renda, já incluída na função  $(M/P)^d$ . Assim, o coeficiente da variável  $y$  na função  $(M/P)^d$  representa o efeito líquido de dois outros: a restrição orçamentária e as alterações institucionais que afetam a eficiência dos processos de transações monetárias associados ao crescimento da renda.

O outro componente está ligado às imprevisões ou incertezas de preços. Se movimentos de preços são incertos, a moeda não pode mais ser considerada como um ativo perfeitamente sem risco.<sup>4</sup> Por ser uma variável aleatória, as mudanças de preços se definem por dois parâmetros: média e desvio padrão. Considera-se que a média, numa forma fisheriana, está incorporada na taxa de juros de curto prazo,  $r_s$ , e que a incerteza, de fato, está refletida na medida de dispersão.

Resta agora estimar essa dispersão. Uma forma simples e direta para medir a incerteza de preços seria através da estimativa de variâncias móveis das primeiras diferenças logarítmicas da série do índice de preços. É uma medida rudimentar mas, sem dúvida, tem a potencialidade de expressar a dispersão da série como uma dimensão da incerteza de preços.

Uma forma alternativa<sup>5</sup> seria através do uso de modelos explícitos de formação de expectativas de preços por meio da análise de séries temporais usando os métodos de Box-Jenkins. Assim, o quadrado dos resíduos da equação que melhor se ajusta ao processo de análise temporal da variação logarítmica da série do índice de preços seria uma medida alternativa da incerteza de preços.

Naturalmente, essas variáveis assim construídas terão que ser testadas contra a alternativa do uso direto da taxa de inflação nas diversas regressões, para se ter certeza que não estão sendo estimadas regressões espúrias.

<sup>3</sup>Posteriormente, no item 3.4, outras fontes de incerteza serão exploradas.

<sup>4</sup>Essa formulação contrapõe-se às de Tobin (1958) e Arrow (1971), que consideram a moeda como um ativo sem risco.

<sup>5</sup>Outras alternativas são discutidas em Katsimbris e Miller (1982) e Engle (1983).

### 3. Resultados

Empiricamente, o modelo a ser estimado é, então,

$$\log (M/P)^d = a_0 + a_1 \log y + a_2 + a_3 rM + a_4 BP + u \quad (20)$$

As variáveis preço  $P_s$  e  $PM$  não figuram explicitamente devido à indisponibilidade de dados para a variável  $i$ , que deveria representar a taxa de juros de longo prazo de um título que não gera serviços monetários. A taxa de curto prazo ( $rs$ ) dos substitutos monetários é assim considerada como o custo alternativo da retenção de moeda ou, implicitamente, que a diferença  $PM - P_s$  é a variável preço relevante. Como mudanças de  $rs$  devem ser altamente correlacionadas com mudanças de  $i$  ao longo do tempo, a não inclusão de  $i$  não apresentará problemas empiricamente. A variável  $BP$  refere-se ao componente incerteza de preços da variável  $B$  de deslocamento da função demanda.

#### 3.1 Descrição dos dados

A análise foi feita tomando-se por base dados trimestrais, do período 1970-85, sazonalmente ajustados.

Para os agregados monetários foram utilizadas as novas séries do Banco Central, aprimoradas conceitualmente e atualizadas, com base mensal, desde 1970. Para o estoque de moeda foram utilizados quatro conceitos:  $M_1$ , definido como papel-moeda em poder do público mais o total dos depósitos à vista;  $M_2$ , definido como a soma de  $M_1$  mais os depósitos a prazo fixo;  $M_3$ , que adiciona a  $M_2$  os depósitos de poupança e, finalmente,  $M_4$ , que acrescenta a  $M_3$  os valores dos títulos federais fora do Banco Central. Todos os dados monetários referem-se ao final do trimestre.

Para a renda ( $y$ ) foram utilizadas as estimativas trimestrais do PIB elaboradas por Contador e Santos Filho (1987), para o período 1973 a 1985. Para o período 1970 a 1972, utilizaram-se os dados de Guilhoto (1986). Comparando-se as duas séries, verificou-se que os dados de Guilhoto estavam subestimados em relação aos de Contador e Santos Filho. Tomando-se a média anual das médias trimestrais do período 1973/74, determinou-se o coeficiente de correção 1,036151, que foi utilizado para corrigir os dados do subperíodo 1970-72.

A taxa de juros ( $rs$ ) foi calculada a partir da taxa de desconto das Letras do Tesouro Nacional de três meses.

Para o nível de preços ( $P$ ) foi utilizado o Índice Geral de Preços (Disponibilidade Interna), com a base 1977 = 100.

Para a taxa de retorno da moeda foram utilizadas quatro estimativas, de acordo com a definição de moeda empregada. Para  $rM_1$  empregou-se diretamente a fórmula (18), onde  $RDV$ , as reservas bancárias que lastreiam os depósitos à vista, são fornecidas diretamente pelo Banco Central como a variável "Reserva Bancária", que compõe a Base Monetária. Para  $rM_2$ ,  $rM_3$  e  $rM_4$  utilizou-se a fór-

mula (14), fazendo os devidos ajustes na variável  $M$  de acordo com o conceito de moeda empregado. O correto seria também adicionar a  $H$  a base monetária, as reservas que lastreiam os depósitos de poupança ou a prazo fixo, conforme fosse o caso. A não-inclusão dessas reservas, devido a indisponibilidade de séries compatíveis, causará um viés para cima nas estimativas das taxas de retorno da moeda. No entanto, a análise não será afetada caso essas reservas tenham mantido uma proporção constante com a base monetária.

Finalmente, para a variável  $BP$ , que representa os deslocamentos da função  $(M/P)^d$ , devidos à incerteza de preços, foram utilizadas as duas estimativas discutidas antes, na parte metodológica. Para a estimativa das variâncias móveis das primeiras diferenças logarítmicas da série do índice de preços, que equivale ao cálculo da variância da taxa trimestral da variação de preços, tomaram-se para base de cálculo seis observações, datando o resultado como sendo a medida da incerteza de preços do último trimestre considerado em cada computação.

### 3.2 Resultados empíricos para $M_1$

Os resultados obtidos, utilizando-se o conceito  $M_1$  para a moeda, encontram-se resumidos no quadro 1.

Como um marco de referência para analisar a importância relativa das variáveis retorno da moeda e incerteza de preços, foi estimada, empregando-se o Método de Mínimos Quadrados Simples (MQS), a demanda de moeda na forma tradicional, em que apenas a renda real e a taxa de juros figuram como argumentos (equação 21). Essa equação apresenta-se com os sinais esperados e com os coeficientes estatisticamente significantes ao nível de 0,5%.

Quando se introduz a variável retorno da moeda inicialmente, na hipótese de que seria constante a proporção entre os serviços monetários e o estoque real de moeda (equação 22), as estimativas da elasticidade-renda e da sensibilidade às taxas de juros e retorno da moeda apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes ao nível de 5%. Verifica-se, de imediato, a importância empírica da variável retorno da moeda, indicando que devido à concorrência os bancos, de alguma forma, transferem parte de seus lucros adicionais aos seus depositantes.

Os resultados, no entanto, indicam a presença de autocorrelação serial de primeira ordem nos resíduos de ambas as equações ao nível de 5% de significância. Eliminando-se a autocorrelação dos resíduos por meio da técnica iterativa de Cochrane-Orcutt (CORC), obtiveram-se os resultados das equações (23) e (24).

Verifica-se que, quando se corrige a autocorrelação dos resíduos (equações 22 e 24), a elasticidade-renda cai substancialmente, enquanto as variáveis juros tornam-se, relativamente à renda, estatisticamente mais significantes.<sup>6</sup> O



Quadro 1  
 Funções de demanda de moeda. Conceito  $M_1$   
 Dados trimestrais  
 1970-IV a 1985-IV

$$\text{Log } (M/P)^d = a_0 + a_1 \log y + a_2 r_s + a_3 r_M + a_4 B_p + u$$

Equação	Método de estimação	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R^2$	D.W.	S.E.
21	MQS	-5,240 (-4,36)	0,908 (10,34)	-3,912 (-21,26)	...	...	0,898	0,64	0,115
22	MQS	-5,113 (-4,35)	0,897 (10,41)	-6,710 (-4,53)	4,688 (1,90)	...	0,898	0,65	0,113
23	CORC (Rho = 0,98)	2,710 (1,18)	0,296 (1,93)	-1,037 (-2,61)	...	...	0,969	1,88	0,062
24	CORC (Rho = 0,98)	3,574 (1,62)	0,239 (1,60)	-2,902 (-3,27)	2,867 (2,28)	...	0,972	1,72	0,059
25	MQS	-5,298 (-4,91)	0,909 (11,49)	-8,353 (-5,79)	7,943 (3,23)	-33,120 (-3,43)	0,916	0,80	0,104
26	CORC (Rho = 0,96)	4,672 (2,18)	0,169 (1,12)	-3,591 (-3,86)	3,719 (2,79)	-12,422 (-1,68)	0,973	1,81	0,058

Obs.: os valores absolutos da estatística  $t$  são apresentados entre parênteses sob as estimativas dos coeficientes.  $R^2$  representa o coeficiente de determinação;  $D.W.$ , a estatística Durbin-Watson;  $S.E.$ , a estimativa do erro-padrão da regressão e log logaritmos naturais.

mesmo acontece com a demanda básica de referência (equações 21 e 23). Este é um resultado que contrasta com a posição monetarista, que supõe elasticidade-renda próxima da unidade e baixa significância da taxa de juros.

Contrastando-se agora as equações (23) e (24), confirma-se que a verdadeira elasticidade-renda da demanda de moeda é significativamente menor que a unidade, e que o papel das taxas de juros depende da correta especificação das variáveis preço da função demanda de moeda. Como as equações estão na forma semilogarítmica, os coeficientes estimados não representam as elasticidades-juros da demanda de moeda, mas sim uma medida da mudança percentual na quantidade demandada de moeda proveniente da variação de um ponto percentual na taxa de juros. Não obstante, se  $\log M = br$ , tem-se que  $d\log M/dr = b$ ; mas como  $d\log r = dr/r$ , a elasticidade-juros  $d\log M/d\log r$  é dada então por  $br$ . Tomando-se as médias das taxas de juros e de retorno da moeda de todo o período de análise, obtêm-se as elasticidades 0,137 para  $rs$  com a equação (23) e 0,383 para  $rs$  e 0,244 para  $rM$  com a equação (24).

Omitindo-se os juros pagos sobre a moeda, caso da equação (23) de referência, a estimativa da elasticidade é deficiente por refletir um efeito cruzado, sem manter constante a taxa própria. Como  $rs$  entra na equação que define  $rM$ , os pagamentos de juros sobre a moeda e sobre os seus substitutos são positivamente correlacionados. Como influenciam a demanda de moeda em direções opostas, a estimativa da elasticidade-juros será viesada para baixo, conforme pode-se comprovar pelos resultados das elasticidades antes calculadas.

Cabe ainda investigar a importância empírica da mudança de "qualidade" como uma variável de deslocamento que altera o fluxo dos serviços monetários gerados por um dado estoque real de moeda. As mudanças de qualidade decorrentes das melhoras nos processos de transações monetárias já estão embutidas no coeficiente da variável renda, conforme explicado na parte metodológica.

A outra fonte principal de mudanças de qualidade relativa à incerteza de preços será inicialmente representada por  $BP_1$ , estimada através das variâncias das taxas de variação de preços.

O sinal negativo da variável  $BP_1$  de deslocamento (equações 25 e 26) significa que, no que se refere à incerteza de preços, predomina a substituição de  $B$  e  $(M/P)$  na produção de  $M$ , o fluxo de serviços monetários. Assim, diante da perspectiva de maior incerteza de preços, os agentes econômicos reagem restando uma menor parcela do estoque real de moeda, ou seja, há um aumento da velocidade de circulação da moeda. Assim, diante da instabilidade de preços,

<sup>6</sup>As variações dos coeficientes estimados, quando são utilizados métodos diferentes, podem ser um indicador de especificação incompleta do modelo. Essa hipótese será explorada no item 3.4.

os agentes econômicos reagem assumindo a hipótese de que a perspectiva de instabilidade resultará em níveis crescentes do nível de preços.

Como uma forma alternativa para captar o deslocamento da função demanda em face da incerteza de preços, estimou-se a variável  $BP_2$  como sendo o quadrado dos resíduos da melhor equação da análise de séries temporais (Box-Jenkins) da variação logarítmica da série do índice de preços. Utilizando-se diretamente o método CORC, obtiveram-se os seguintes resultados:

$$\log (M_1/P) = 3,558 + 0,240 \log y - 2,888 rs + 2,866 rM_1 - 0,506 BP_2 \quad (27)$$

(1,60)    (1,59)            (-3,21)    (2,26)            (-0,15)

$$R^2 = 0,972$$

$$D. W. = 1,71$$

$$S. E. = 0,0599$$

$$Rho = 0,98$$

Nesse caso, o coeficiente da variável  $BP_2$ , embora com sinal correto, não é estatisticamente diferente de zero. Conclui-se então que a variável  $BP_1$  é empiricamente superior para captar o deslocamento da função demanda de moeda em decorrência da incerteza de preços. Ou, alternativamente, que o mero ajuste de um modelo de Box-Jenkins para projetar a inflação, em qualquer ponto no tempo, pode ser enganoso.

Não obstante, esses resultados correm o risco de serem espúrios, visto que a variável  $BP$  de deslocamento representa uma medida de incerteza de preços e, como tal, poderia estar apenas captando os efeitos da variável preço. Nesse caso, preços estariam fazendo parte das variáveis dependente e independente, tornando espúrios os resultados das regressões. Tal questão pode, entretanto, ser facilmente testada. Basta introduzir diretamente nas regressões a variável  $TP$  representando a taxa efetiva da variação de preços. Os resultados foram os seguintes:

$$\log (M_1/P) = 4,631 + 0,171 \log y - 3,658 rs + 3,793 rM_1 - 12,861 BP_1 +$$

(2,13)    (1,13)            (-3,56)    (2,70)            (-1,64)

$$+ 0,044 TP \quad (28)$$

(0,23)

$$R^2 = 0,973$$

$$D. W. = 1,82$$

$$S. E. = 0,0591$$

$$Rho = 0,96$$

$$\log(M_1/P) = 3,568 + 0,240 \log y - 2,820 r_s + 2,805 rM_1 - 0,049 TP$$

(1,61)
(1,59)
(-2,99)
(2,18)
(-0,27)

$$R^2 = 0,972$$

$$D. W. = 1,71$$

$$S. E. = 0,055$$

$$Rho = 0,98$$
(29)

Como os resultados indicam que a variável  $TP$  (taxa efetiva da variação de preços) não é estatisticamente significativa em nenhuma das duas equações (com ou sem a presença de  $BP_1$ ), fica mostrado que a incerteza de preços, além de teoricamente importante como argumento nas funções demanda de moeda, tem os seus efeitos empiricamente captados pela variável  $BP_1$ .

### 3.2.1 Resultados empíricos com conceitos ampliados de moeda

Utilizando-se os conceitos ampliados de moeda ( $M_2, M_3, M_4$ ) comprova-se, em cada caso, a importância das variáveis retorno da moeda e incerteza de preços nas funções demanda (quadro 2). Verifica-se que, quando se especificam corretamente as variáveis preços na função demanda de moeda, há o contraste entre a baixa significância da variável renda e o destaque da significância das demais variáveis, indicando que os agentes econômicos, em suas decisões quanto à retenção da moeda na composição de seus portfólios, consideram fundamentalmente o comportamento das taxas de juros e de retorno da moeda, conjugadas com a incerteza de preços.

É interessante notar que, quando se considera o conceito mais amplo de moeda,  $M_4$ , no caso da função tradicional, ambos — renda e taxa de juros — tornam-se estatisticamente não-significantes (equação 34). Não obstante, quando se especifica corretamente a função da taxa de juros em conexão com a incerteza de preços (equação 35), as variáveis preços são estatisticamente significantes mesmo ao nível de 1%, confirmando que a prática usual de identificar a taxa de juros isoladamente como o custo de retenção da moeda encobre a importante distinção entre o preço da moeda e de seus substitutos.

### 3.3 O papel da variável renda

Os resultados, em geral, apresentaram a estatística  $t$  com valores relativamente

Quadro 2  
 Funções de demanda de moeda  
 Dados trimestrais  
 1970-IV a 1985-IV

$$\text{Log (M/P)}^d = a_0 + a_1 \log y + a_2 r_s + a_3 r_M + a_4 \text{BP} + u$$

Equação	Conceito de moeda	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R^2$	D.W.	S.E.	Rho
30	$M_2$	5,904 (3,63)	0,112 (0,96)	-0,842 (-3,18)	...	...	0,951	1,62	0,047	0,90
31	$M_2$	6,643 (4,61)	0,063 (0,61)	-6,855 (-4,29)	7,365 (3,82)	-15,985 (-3,13)	0,964	1,52	0,041	0,91
32	$M_3$	7,169 (5,24)	0,055 (0,56)	-0,490 (-2,10)	...	...	0,982	1,40	0,039	0,94
33	$M_3$	7,572 (5,90)	0,027 (0,30)	-8,149 (-3,34)	8,617 (3,16)	-9,528 (-2,03)	0,985	1,48	0,036	0,94
34	$M_4$	6,724 (4,12)	0,108 (0,93)	-0,259 (-0,93)	...	...	0,979	1,03	0,046	0,94
35	$M_4$	7,458 (5,01)	0,055 (0,52)	-12,758 (-3,72)	13,603 (3,65)	-13,282 (-2,52)	0,984	1,24	0,041	0,94

Obs.: ver as observações do quadro 1.

baixos para a variável renda, indicando, inicialmente, que o seu coeficiente não é estatisticamente diferente de zero. Nesse caso, a variável renda não teria poder explicativo no modelo desenvolvido.

Embora possa parecer paradoxal, o baixo poder explicativo da variável renda é, de fato, um importante indicador da importância da variável qualidade, que altera o fluxo de serviços monetários gerados por unidade real do estoque de moeda. Como desenvolvido na parte metodológica, a variável  $B$  de deslocamento, que representa as mudanças de qualidade, está constituída de dois componentes, a saber: melhora da eficiência no processo de transações monetárias e incerteza de preços.

Como o primeiro desses componentes está associado ao nível de renda do país, seus efeitos estão embutidos na variável renda. Dessa forma, o coeficiente da variável  $y$  na função  $(M/P)^d$  representa o efeito líquido de dois outros: a restrição orçamentária e as alterações institucionais que afetam a eficiência das transações monetárias. Ora, como esses dois efeitos têm sinais contrários, pode-se explicar os baixos valores para o coeficiente da variável renda nas várias regressões. Dessa forma, os baixos coeficientes da variável renda são um indicador irrefutável da importância da mudança de qualidade, o que comprova ser variável a proporcionalidade entre o estoque de moeda e o fluxo de serviços monetários por ele gerado. Sendo assim, a baixa significância da variável renda reforça os resultados do trabalho.

### 3.4 Resultados adicionais

As regressões estimadas por meio do Método de Mínimos Quadrados Simples (MQS) apresentaram as estatísticas D.W. relativamente baixas, refletindo a presença de autocorrelação nos resíduos, o que indica a possibilidade de especificação incorreta do modelo estimado.

Até agora utilizou-se a técnica iterativa de Cochrane-Orcutt (CORC) para corrigir a autocorrelação dos resíduos. Nesta seção, no entanto, tentar-se-á corrigir a autocorrelação dos resíduos por meio de alternativas especificações do modelo estimado.

Como as regressões da demanda de moeda não são estacionárias quando estimadas com as variáveis em seus níveis, a primeira tentativa de correção da autocorrelação dos resíduos seria reestimá-las, utilizando-se as primeiras diferenças das variáveis.

Os resultados, que se encontram no quadro 3, confirmam os resultados anteriores, visto que todas as variáveis, com exceção da renda, especialmente quando se usam conceitos mais amplos de moeda, apresentam coeficientes significantes e com os sinais esperados, enquanto as estatísticas D.W. são substancialmente melhoradas.

Outra tentativa refere-se à especificação da forma funcional do modelo. Se a equação demanda de moeda for semilogarítmica, como se tem suposto, e se a verdadeira elasticidade-renda for unitária, a variável incerteza de preços

Quadro 3  
 Funções de demanda de moeda  
 Dados trimestrais  
 1971-I a 1985-IV

$$\Delta \log (M/P)^d = a_0 + a_1 \Delta \log y + a_2 \Delta r_s + a_3 \Delta r_M + a_4 \Delta BP + u$$

Equação	Conceito de moeda	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.	S.E.
36	M <sub>1</sub>	-0,016 (-0,20)	0,249 (1,68)	-3,192 (-3,42)	3,477 (2,64)	-10,578 (-1,44)	0,258	1,75	0,059
37	M <sub>2</sub>	0,098 (1,57)	0,125 (1,12)	-6,841 (-4,01)	7,455 (3,59)	-15,389 (-2,83)	0,328	1,33	0,045
38	M <sub>3</sub>	0,183 (3,18)	0,620 (0,62)	-7,866 (-2,85)	8,128 (2,60)	-9,636 (-1,87)	0,222	1,29	0,041
39	M <sub>4</sub>	0,197 (3,06)	0,865 (0,77)	-11,641 (-3,06)	12,190 (2,93)	-13,160 (-2,35)	0,217	1,12	0,045

Obs.: ver as observações do quadro 1.

entrará na equação de demanda como uma função do preço de moeda. Isso porque a equação, de fato, irá girar em torno da elasticidade-renda unitária. Se esse for o caso, a especificação correta exigirá uma forma multiplicativa, tal como:  $(rs - rM) BP$ .

As estimativas, no entanto, não indicam resultados superiores (quadro 4). De fato, o erro-padrão das regressões é ligeiramente superior se comparado com o das regressões apresentadas no quadro 3. Conclui-se, então, que a forma funcional anterior está correta ou, alternativamente, que a verdadeira elasticidade-renda da demanda de moeda é, de fato, inferior à unidade.

Resta ainda explorar a possibilidade de variáveis omitidas na especificação do modelo. A mais importante dentre todas as possíveis variáveis omitidas provavelmente é a incerteza de renda. Por refletir as condições gerais de instabilidade econômica, ela pode afetar a demanda de moeda por influenciar a preferência pela liquidez.

As regressões foram então repetidas, agrupando-se à incerteza de preço uma medida referente ao componente incerteza de renda. Este, por sua vez, foi construído nos mesmos moldes daquele, isto é, através da variância das taxas de mudanças da renda real, tomando-se também seis observações como base de cálculo. Os resultados encontram-se no quadro 5.

Verifica-se que a variável incerteza composta entra de forma significativa nas funções estimadas. Por um lado, é interessante notar que essa variável figura com o sinal positivo. Isso mostra que, em decorrência da instabilidade ou imprevisibilidade da renda real, os agentes econômicos retêm maior parcela de moeda, inclusive em uma dimensão tal que suplanta o efeito negativo da incerteza isolada de preços.

Por outro lado, quando a incerteza de renda está presente, a variável renda passa a figurar de forma significativa, o que indica ser teoricamente importante decompor os efeitos da renda sobre a demanda de moeda em termos de sua média e de sua variância.

Como o trabalho tem por objetivo pesquisar o papel das variáveis retorno da moeda e incerteza de preços e de renda, é interessante decompor o período de análise para verificar o que ocorreu com as funções monetárias nos anos recentes. A partir de 1980 a economia brasileira passa por um período de inovações financeiras<sup>7</sup> com o desenvolvimento de ativos alternativos à retenção de meios de pagamentos, ao mesmo tempo que a incerteza se eleva em decorrência, por um lado, do aceleração do processo inflacionário e, por outro, da queda do PIB.

<sup>7</sup>Ver, a respeito, Cysne (1985).



Quadro 4  
 Funções de demanda de moeda  
 Dados trimestrais  
 1971-I a 1985-IV

$$\Delta \log (M/P)^d = a_0 + a_1 \Delta \log y + a_2 \Delta r_s + a_3 \Delta r_M + a_4 \Delta (r_s - r_M) BP + u$$

Equação	Conceito de moeda	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R^2$	D.W.	S.E.
40	$M_1$	-0,055 (-0,66)	0,256 (1,76)	-3,035 (-3,41)	3,674 (2,77)	-628 (-1,69)	0,268	1,68	0,059
41	$M_2$	0,060 (0,89)	0,151 (1,30)	-6,543 (-3,57)	7,385 (3,20)	-1297 (-1,56)	0,262	1,26	0,047
42	$M_3$	0,199 (3,18)	0,815 (0,80)	-5,268 (-1,97)	5,093 (1,66)	-1318 (-0,86)	0,184	1,15	0,042
43	$M_4$	0,181 (2,56)	0,114 (0,97)	-8,959 (-2,37)	9,370 (2,25)	-1214 (-0,57)	0,144	0,95	0,048

Obs.: ver as observações do quadro 1.

Utilizando-se apenas do conceito de meios de pagamentos ( $M_1$ ), os resultados<sup>8</sup> do quadro 6 indicam que, no primeiro quinquênio de 80, as inovações financeiras reduziram o papel da variável retorno da moeda, o que pode ser visto pela redução de seu coeficiente bem como de sua significância. Por outro lado, a instabilidade de preços e de renda do período se reflete na variável incerteza, que passa a figurar com um coeficiente substancialmente maior.<sup>9</sup> Verifica-se, assim, que o modelo desenvolvido capta perfeitamente as especificidades do período.

#### 4. Implicações

Os resultados empíricos apresentados mostraram que, qualquer que seja o conceito de moeda empregado, é evidente a importância da taxa de retorno da moeda e da incerteza de preços e de renda nas funções monetárias.

A inclusão da taxa de retorno da moeda permitiu mostrar que a prática usual de identificar a taxa de juros diretamente como o custo de retenção da moeda gera deficiências nas estimativas da elasticidade. De fato, se se omitirem os juros pagos sobre a moeda, a estimativa da elasticidade reflete o efeito cruzado sem manter constante a taxa própria. Como a taxa de juros e a taxa de retorno influenciam a demanda de moeda em direções opostas, a elasticidade-juros será subestimada quando se omite a taxa de retorno da moeda. Os resultados, de fato, confirmaram essas assertivas, indicando que a elasticidade-juros é maior do que se supunha.

A importância empírica dos resultados relativos à taxa de retorno da moeda permite concluir que os bancos, em decorrência da concorrência, diretamente ou não, realmente pagam juros aos seus depositantes. Sendo assim, mudanças de políticas que afetem os custos dos bancos que, por sua vez, influenciem os pagamentos de juros sobre a moeda, terão repercussões sobre a expansão da economia.

Alguns exemplos poderão elucidar essa questão. Um aumento do compulsório, compensado por uma política de *open market* de tal forma que os meios de pagamentos permanecessem constantes, aumentará, para os bancos, os custos alternativos da criação de depósitos. Como resultado, haverá uma redução na taxa de juros paga sobre os depósitos, causando uma queda na demanda de moe-

<sup>8</sup>As estimativas usando o método MQS, com as variáveis em primeiras diferenças, como alternativa ao método CORC, apresentaram praticamente os mesmos resultados.

<sup>9</sup>Esses resultados contrastam com os de Rossi (1988), que indicaram aumento da elasticidade da taxa de juros e ausência de significância estatística para o coeficiente da variável renda. Os resultados do quadro 6, ao contrário, indicam queda do coeficiente da taxa de juros. Confirmam, novamente, que a omissão dos juros pagos sobre a moeda gera estimativas deficientes para a elasticidade da taxa de juros. As inovações financeiras que Rossi apresenta como justificativas para o aumento da elasticidade da taxa de juros, de fato, operam através da taxa de retorno da moeda. Os resultados indicam também que a significância estatística para o coeficiente da variável renda depende da decomposição do efeito renda em termos da média e da variância. Quando se especifica explicitamente a incerteza de renda (variância), a significância estatística do coeficiente da variável renda aumenta substancialmente.

Quadro 5  
Funções de demanda de moeda  
Dados trimestrais  
1972-II a 1985-IV

$$\Delta \log (M/P)^d = a_0 + a_1 \Delta \log y + a_2 \Delta r_s + a_3 \Delta r_M + a_4 \Delta (BP + BY) + u$$

Equação	Conceito de moeda	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.	S.E.
44	M <sub>1</sub>	-0,013 (-1,61)	0,811 (3,61)	-2,182 (-2,62)	1,871 (1,58)	2,598 (3,04)	0,353	1,93	0,055
45	M <sub>2</sub>	0,001 (0,16)	0,488 (2,68)	-5,320 (-3,15)	5,602 (2,73)	1,676 (2,40)	0,303	1,34	0,046
46	M <sub>3</sub>	0,013 (2,05)	0,278 (1,68)	-5,732 (-2,18)	5,727 (1,92)	1,015 (1,60)	0,202	1,26	0,042
47	M <sub>4</sub>	0,014 (1,97)	0,340 (1,79)	-8,162 (-2,13)	8,397 (2,00)	1,141 (1,57)	0,170	0,95	0,048

Obs.: ver as observações do quadro 1.

Quadro 6  
Funções de demanda de moeda  
Dados trimestrais  
Método CORC

$$\log (M_1/P)^d = a_0 + a_1 \log y + a_2 r_s + a_3 r_M + a_4 (BP + BY)$$

Equação	Período	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.	S.E.	Rho
48	72-I a 85-IV	-4,361 (-1,28)	0,763 (3,32)	-2,321 (-2,75)	1,942 (1,61)	2,455 (2,81)	0,978	1,88	0,055	0,99
49	72-I a 79-IV	1,820 (0,68)	0,382 (1,97)	-5,035 (-1,41)	7,065 (1,43)	1,156 (1,46)	0,904	2,08	0,036	0,80
50	80-I a 85-IV	-4,670 (-5,55)	0,774 (1,30)	-1,903 (-1,74)	1,466 (0,92)	5,283 (1,46)	0,963	1,94	0,068	0,95

Obs.: ver as observações do quadro 1.

da. Assim, embora a oferta dos meios de pagamentos tenha permanecido constante, o que induziria à conclusão de política neutra, ao contrário, a resultante queda da demanda implicará efeitos expansivos na economia.

Da mesma forma, os efeitos contracionistas de um aumento isolado do compulsório podem ser amortecidos pela redução da demanda de moeda decorrente da redução dos pagamentos de juros, em consequência do aumento dos custos alternativos dos bancos comerciais.

Por outro lado, se as autoridades monetárias permitirem aos bancos comprar suas reservas bancárias com uma parcela maior de títulos da dívida pública, os meios de pagamentos permanecerão constantes, já que a redução da base monetária seria compensada pelo aumento proporcional do multiplicador monetário. Não obstante, a redução dos custos alternativos permitirá aos bancos pagar uma taxa maior de retorno sobre os depósitos, o que aumentará a demanda de moeda, fazendo com que a política, isoladamente, seja contracionista.

Outros exemplos poderiam ser analisados. Porém o importante é notar que, por meio da variável retorno da moeda, tornam-se evidentes novos canais de interação entre a oferta e a demanda de moeda, de modo que políticas que diretamente afetassem um lado, de forma indireta, repercutiriam também sobre o outro, alterando-se assim os efeitos líquidos das políticas monetárias.

Por sua vez, os resultados empíricos relativos à variável de deslocamento das funções demanda de moeda, indicando alterações no fluxo de serviços gerados por um dado estoque real de moeda, também têm importantes implicações teóricas a respeito da política monetária.

Um resultado interessante é que, quando se especificam corretamente as variáveis preços e de deslocamento, caem substancialmente os coeficientes da elasticidade-renda da demanda de moeda, qualquer que seja o conceito de moeda utilizado. Conjugando-se esse resultado com o da elasticidade-juros que, por sua vez, é maior do que se supunha, a política monetarista de monitoramento de um agregado monetário, formulada na hipótese de ser a elasticidade-renda próxima da unidade e insignificante à sensibilidade à taxa de juros, não se mantém.

Os resultados empíricos mostraram que um aumento na instabilidade monetária, que produz um aumento na taxa de variabilidade dos preços, induz os agentes econômicos a reduzirem a demanda real de moeda. Isto tem implicações com respeito à análise dos efeitos inflacionários, que se baseia na distinção entre inflação antecipada e não-antecipada. Supunha-se que apenas a inflação antecipada afetasse a demanda de moeda, enquanto a não-antecipada só teria um efeito único na distribuição de riquezas. Porém os resultados empíricos indicam que mudanças não-antecipadas alteram o grau de incerteza de preços (variância da distribuição de probabilidade da mudança de preços) e, portanto, terão efeitos alocativos. Assim, mudanças de preços não-antecipadas, ou a incerteza de preços, alteram a demanda real de moeda, com repercussões na alocação de recursos da economia.

Além disso, a instabilidade geral da economia, que se reflete na incerteza de renda real, altera a demanda real de moeda, repercutindo-se também na alocação dos recursos.

Por outro lado, os resultados também mostram que, com relação às propo-

sições relativas à quantidade ótima de moeda, haverá implicações sobre o nível de bem-estar da sociedade. Um aumento na incerteza de preços reduz o fluxo de serviços monetários, com conseqüente aumento de seu preço, com impacto ambíguo sobre a demanda de moeda em virtude de resultar em dois efeitos com sinais contrários. Porém os resultados empíricos mostraram que, em termos líquidos, há redução da demanda real de moeda em face da incerteza de preços. Dessa forma, no que se refere à incerteza de preços, predomina a substituição de  $B$  e  $(M/P)$  na produção do fluxo de serviços monetários. Ora, se a solução relativa ao ótimo é tal que o preço deve se igualar ao suposto custo marginal zero da produção de moeda, o aumento do preço dos serviços monetários, que induz à redução da demanda real de moeda, faz com que a sociedade como um todo esteja numa posição relativamente inferior.

Além disso, os resultados ainda indicam que o potencial do imposto inflacionário se reduz. Uma inflação não-antecipada aumenta a incerteza de preços, e como os agentes, em resposta, reduzem a demanda real de moeda, diminui-se a base sobre a qual incidiria o imposto inflacionário.

### Abstract

This paper investigates the importance of monetary return and uncertainty of prices and income as arguments in the monetary functions. Since the rate of monetary return is derived from elements that affect the money supply, the channels of the monetary policy effects are explored in terms of money supply and demand interrelationships. In its turn, price and income uncertainties are identified as monetary functions shifting variables that affect the flow of monetary services derived from a given real amount of money. The results are analysed in terms of the role of interest rates, inflation theory, optimum quantity of money, and the potential tax revenue from money creation.

### Referências bibliográficas

Arrow, K. The theory of risk aversion. *Essays in the theory of risk bearing*. Chicago, Markham, 1971.

Cysne, R. P. Moeda Indexada. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, jan./mar. 1985.

Contador, C. & Santos Filho. Crescimento econômico em 86: estimativas trimestrais. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, abr. 1987.

Engle, R. Estimates of the variance of U. S. inflation based upon de ARCH model. *Journal of Money, Credit and Banking*. Aug. 1983.

Friedman, M. The demand for money: some theoretical and empirical results. *The optimum quantity of money and other essay*. Chicago, Aldine, 1969.

Güilhoto, J. Aggregate demand for narrow and broad money: a study for the Brazilian economy (1970-1983). *Revista de Econometria*, nov. 1986.

Katsimbris, G. & Miller, S. The relation between the rate and the variability of inflation. *Kiklos*, n. 3, 1982.

Klein, B. Competitive interest payments on bank deposits and the long-run demand for money. *American Economic review*. Dec. 1974.

Klein, B. The demand for quality-adjusted cash balances: price uncertainty on the U. S. demand for money function. *Journal of Political Economy*. Aug. 1977.

Lee, T. H. Alternative interest rates and the demand for money. *American Economic Review*. Dec. 1967.

Rossi, J. W. A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, abr. 1988.

Seldon, T. Monetary velocity in the United States. In: Friedman, M., ed. *Studies in the quantity theory of money*. Chicago, University of Chicago Press, 1956.

Teixeira, E. & Klein, B. Análise do setor monetário da economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, abril. 1978.

Tobin, J. Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of Economic Studies*. Feb. 1958.