

Desenvolvimento financeiro, liquidez e substituição entre ativos no Brasil; a experiência recente *

CLAUDIO R. CONTADOR **

1 — Introdução

No decorrer desta última década foram notáveis as modificações observadas no funcionamento do mercado de capitais no Brasil. Paralelamente às elevadas taxas de crescimento do produto real e ao gradual declínio da taxa de inflação ocorreram radicais melhoramentos operacionais na intermediação financeira com a criação de inúmeros ativos financeiros, a implantação do mecanismo de correção monetária, etc.¹

No período 1968/1973, o crescimento dos estoques dos principais ativos financeiros atingiu, em termos reais, a média de 9% para os meios de pagamento, 25% para os depósitos a prazo com correção monetária, 22% para as letras de câmbio, 30% para as Obrigações Reajustáveis do Tesouro e Letras Imobiliárias, 41% para os Fundos Mútuos e 54% para os depósitos de poupança. Embora os valores pareçam exagerados, decorrem simplesmente das etapas iniciais do desenvolvimento do mercado. Naturalmente essas taxas deverão decrescer nos próximos anos com o gradual amadurecimento do mer-

* Trabalho apresentado no Seminário de Pesquisas Econômicas da Escola de Pós-Graduação em Economia, da Fundação Getúlio Vargas, em abril de 1974. Agradeço os comentários de Carlos Von Doellinger, José E. de Carvalho Pereira e Pedro Malan, do INPES/IPEA, e dos Profs. José L. Carvalho, Carlos G. Langoni, Francisco L. Lopes e Jessé Montelo, da EPGE.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

¹ O leitor interessado numa descrição mais detalhada deve consultar Mario Henrique Simonsen, "Inflation and the Money and Capital Markets of Brazil", in *The Economy of Brazil*, editado por H. S. Ellis (Califórnia: University of California Press, 1969).

cado, mas demonstram, ao mesmo tempo, as profundas modificações que estão ocorrendo.

O objetivo principal deste trabalho é a discussão dos impactos dessas mudanças sobre os critérios convencionalmente adotados para a política monetária e fiscal no Brasil. Tal expansão do mercado financeiro sugere, também, diversas outras questões importantes, como os efeitos da intermediação na eficiência da alocação do crédito e do capital, nos incentivos à poupança, etc., que deverão ser objeto de futuros estudos. Uma vez que os novos ativos financeiros são caracterizados por certo grau de liquidez e razoável substituição entre si e com os ativos já existentes, a eficiência da política monetária nos moldes tradicionais pode ficar comprometida e tornar-se crítica com o desenvolvimento da intermediação financeira.

A importância desta questão pode ser objetivada com mais clareza se considerarmos que o crescimento real do produto interno bruto acima de 10% ao ano, em média, foi acompanhado de um gradual decréscimo da taxa de inflação, de 25%, em 1968, para cerca de 15%, em 1973. Para uma elasticidade-renda da demanda de moeda próximo à unidade e uma elasticidade-inflação-esperada em torno de -0,2, o estoque real de moeda deveria ter crescido a uma taxa média anual não inferior a 12%, enquanto o crescimento médio observado atingiu a 9%. Sugere isto que os indivíduos, bancos e empresas estão gradativamente substituindo moeda por outros ativos líquidos e não seria descabido afirmar que essa preferência deve fortalecer-se nos próximos anos. A própria legislação financeira sobre a composição do encaixe bancário compulsório e os incentivos fiscais tem contribuído para essas mudanças.

Além disso, o Governo tem utilizado freqüentemente incentivos fiscais e operações diretas para fortalecer a procura de certos ativos financeiros. Nessas condições, é fácil constatar que a taxa de crescimento dos meios de pagamentos, segundo a definição corrente do Banco Central, passa a apresentar uma validade suspeita. A substituição entre ativos monetários e não-monetários e os efeitos dos incentivos fiscais sobre as taxas de retorno esperadas sugerem a necessidade de grande consistência entre a política monetária e a política fiscal.

O desenvolvimento financeiro do Brasil e as suas implicações nos critérios operacionais de política reproduzem, de certa forma, a experiência de outros países, como os Estados Unidos, o Japão e as nações da Europa Ocidental. Nesses países, desde os meados da década de 50 o interesse acadêmico, e posteriormente político, voltou-se para o desenvolvimento da intermediação financeira não-bancária, e seus efeitos no comportamento da velocidade-renda da moeda. Desde aquela época a moeda (definida de forma convencional) vem gradativamente cedendo o seu papel exclusivo na teoria e na política monetária em favor da idéia de que a renda, os preços e a taxa de inflação são influenciados pelo funcionamento do sistema financeiro como um todo.² No Brasil, o subdesenvolvimento da intermediação financeira até um período recente pode justificar, de certo modo, o desinteresse acadêmico e político pelo desenvolvimento da teoria monetária. Entretanto, com a rápida modernização do mercado financeiro, essa despreocupação passa a ser injustificável, e mesmo politicamente perigosa.

Assim, dependendo de uma variada gama de fatores, que serão discutidos oportunamente, a reformulação dos critérios de política monetária no Brasil é imprescindível a fim de considerarmos o crescimento e o papel desempenhado pelas novas instituições financeiras, bancárias e não-bancárias. Essas instituições, criadas principalmente após 1964, emitem obrigações sob a forma de ativos líquidos, que são, em menor ou maior grau, substitutos de moeda, conforme definida tradicionalmente no Brasil.

É interessante constatar que o conceito de moeda empregado na política monetária brasileira (a definição dos Meios de Pagamentos pelo Banco Central) enfatiza o seu aspecto de instrumento de trocas, numa característica que relembra a teoria keynesiana. A escola quantitativa moderna destacaria, por outro lado, o papel da moeda como reserva de valor. O enfoque sugerido neste trabalho salienta ambas as características e além disso preocupa-se com os efeitos da existência de um grande número de ativos líquidos, que preenchem parcialmente as características básicas da moeda.

² Harry G. Johnson, "Monetary Theory and Policy", in *American Economic Review*, vol. 52, n.º 3 (junho de 1962), pp. 335-384.

A contribuição teórica de Gurley e Shaw³ (posteriormente, aplicada no conhecido *Radcliffe Report*) foi a de salientar que a “liquidez”, definida simplesmente pela soma de todos os ativos emitidos pelos Intermediários Financeiros, seria a variável monetária adequada na formulação da política monetária, preferível até mesmo àquela representada pelo papel-moeda em poder do público e depósitos bancários à vista. O nível de liquidez seria afetado pelo grau de substituição entre moeda e outros ativos financeiros criados pelos Intermediários Financeiros. Diversos autores tentaram testar empiricamente o grau de substituição entre os ativos e suas conclusões foram, de certa forma, conflitantes. Feige,⁴ através de experimentos com retornos em ativos alternativos na demanda de moeda, concluiu que os títulos emitidos pelos intermediários financeiros não-bancários não eram bons substitutos de moeda. Hamburger⁵ apresentou conclusões semelhantes com base no poder de previsão de regressões, nas quais o conceito de moeda abrangia diferentes ativos financeiros. Lee⁶ rejeitou o conceito convencionalmente identificado com M_2 , ao concluir que os depósitos de poupança são melhores substitutos da moeda que os depósitos a prazo. Finalmente, Chetty,⁷ com uma metodologia baseada na especificação de uma função utilidade em que os ativos são os argumentos, concluiu que os

³ J. G. Gurley e E. S. Shaw, “Financial Aspects of Economic Development”, in *American Economic Review*, vol. 15 (setembro de 1955), pp. 515-38, e *Money in a Theory of Finance* (Washington, DC., 1960).

⁴ E. L. Feige, *The Demand for Liquid Assets: A Temporal Cross-Section Analysis* (Englewood Cliffs, N. J.: Prentice Hall, 1964). Parte do livro foi republicada in *Readings in Economic Statistics and Econometrics*, Ed. Arnold Zellner (Boston: Little, Brown and Co., 1968).

⁵ Michael J. Hamburger, “The Demand for Money by Households, Money Substitutes and Monetary Policy”, in *Journal of Political Economy*, vol. 74 (dezembro de 1966), pp. 600-623.

⁶ T. H. Lee, “Alternative Interest Rates and The Demand for Money: The Empirical Evidence”, in *American Economic Review*, vol. 57 (dezembro de 1967), pp. 1168-1181.

⁷ V. Karuppan Chetty, “On Measuring the Nearness of Near-Moneys”, in *American Economic Review*, vol. 59 (junho de 1969), pp. 270-281.

depósitos a prazo e de poupança são substitutos quase perfeitos da moeda (segundo o restrito conceito M_1) e, portanto, devem ser incluídos no seu conceito operacional. Essa questão será examinada utilizando-se um enfoque semelhante ao de Chetty.

O segundo objetivo consiste em testar o grau de substituição entre ativos não-monetários. Ao lado do desenvolvimento recente, constata-se a intenção política de manipular a demanda de determinados ativos financeiros através da concessão de incentivos fiscais ou da tributação discriminatória dos retornos dos ativos. Tal prática pode apresentar resultados não desejados, uma vez que as taxas esperadas se modificam, e são ainda desconhecidas as elasticidades de substituição em resposta a tais mudanças.

A Seção 2 do presente estudo formaliza os modelos teóricos adotados. A Seção 3 discute os dados e os modelos de expectativa, enquanto a Seção 4 apresenta os resultados empíricos. As conclusões e as implicações práticas para a política monetária e fiscal são resumidas na Seção 5.

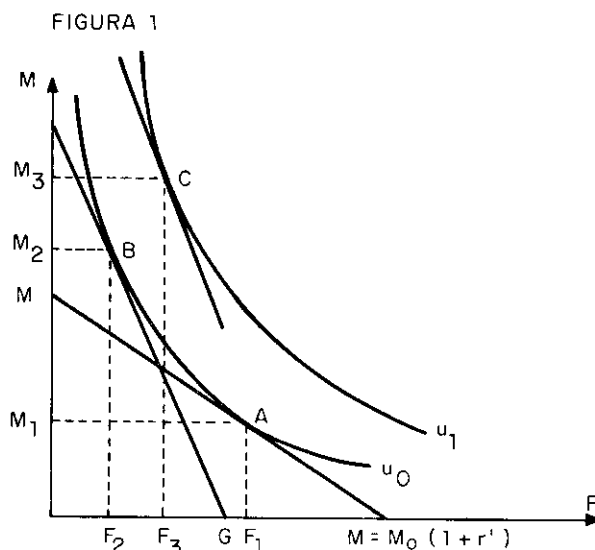
2 — O modelo formal

Os motivos que levam a economia a manter uma determinada combinação desejada de ativos financeiros tem seus fundamentos na teoria do valor. Hicks, em 1935,⁸ estendia magistralmente o enfoque de escolha racional entre bens, segundo a teoria da utilidade marginal, à moeda e aos demais ativos financeiros. Assim, de forma idêntica à escolha de consumo entre dois ou mais bens, a combinação entre ativos financeiros seria afetada pela relação entre retornos esperados e a riqueza. A demanda de moeda daí derivada seria dependente do retorno dos ativos substitutos da moeda e da riqueza total dos indivíduos. Em termos puramente teóricos, não haveria justificativa *a priori* para que a elasticidade-riqueza (ou renda permanente) da demanda de moeda fosse unitária, conforme sugeria

⁸ John Hicks, "A Suggestion for Simplifying the Theory of Money", in *Economica*, fevereiro de 1935.

o enfoque tradicional da Teoria Quantitativa da Moeda.⁹ Antecipações de retornos assumiriam o mesmo papel dos preços na teoria do valor.

A Figura 1 ilustra o modo como operam as variações na combinação de dois ativos; a moeda M , e um título qualquer F .¹⁰ O retorno nominal esperado no título F é r , e, por definição, o retorno nominal na moeda é nulo. Na análise que se segue, os estoques de ativos são sempre expressos em termos reais, deflacionados por um índice de preços apropriado. Expressar os estoques em valores nominais implicaria uma simples redefinição de escala, assegurada pela ausência de ilusão monetária no mapa de utilidade, sem maiores conseqüências para o modelo formal. Os retornos dos ativos são, entretanto, expressos em termos nominais por uma conveniência es-



⁹ "In the theory of money, what we particularly want to know is how the individual's demand for money will respond to a change in his total wealth... Not seeing any *a priori* reason why he should react in one way rather than another, monetary theorists have often been content to make use of the simplest possible assumption — that the demand for money will be increased in the same proportion as total net assets have increased". Hicks, *op. cit.*

¹⁰ A descrição gráfica assemelha-se à apresentada por Chetty. Entretanto, tal descrição corresponde a uma interpretação gráfica da metodologia de Hicks.

tatística. Assim, manter uma unidade do ativo F , em substituição à moeda, resulta em um valor capitalizado (esperado) de riqueza $(1 + r)$.

O mapa de utilidade dos dois ativos está representado pelas duas curvas de indiferença u_0 e u_1 , onde u_1 é preferível a u_0 . À taxa de retorno r' , a relação de equivalência entre estoques de ativos no presente e no próximo período é dada por

$$M_0 = M_1 + \frac{F_1}{1 + r'}$$

e o equilíbrio ocorre no ponto A , onde a relação entre as utilidades marginais da moeda e do título iguala a $(1 + r')$. A composição desejada corresponde a M_1/F_1 .

Uma expectativa de redução na taxa de retorno de r' para r'' — tal que $G = M_0(1 + r'')$ — implica dizer que, mantido constante o estoque de riqueza, a utilidade marginal da moeda deve cair relativamente à utilidade marginal do título F , ou seja, o estoque desejado de moeda aumentada e o estoque de títulos decresce. Conseqüentemente, a combinação desejada modifica-se para M_2/F_2 ($> M_1/F_1$) em resposta ao efeito-substituição.

Mudanças no nível de riqueza, mantidas constantes as expectativas de retornos, resultam num deslocamento para outro nível de utilidade. A Figura 1 mostra a nova combinação, dado o retorno esperado r'' , onde o estoque desejado de cada ativo M_3 e F_3 varia de acordo com as respectivas elasticidades-riqueza.

Da mesma forma que na teoria do valor, o grau de substituição entre ativos financeiros é dado pelo formato das curvas de indiferença. Nesse aspecto, a especificação do mapa de utilidade é particularmente crítica na análise empírica. Dhrymes e Kurz¹¹ generalizaram uma função de produção tipo CES para permitir diferentes elasticidades parciais de substituição quando diversos fatores figuram na função. Chetty¹² adaptou o mesmo enfoque para uma função de utilidade dependente de diversos ativos financeiros. O mesmo formato será utilizado neste artigo.

11 P. J. Dhrymes e M. Kurz, "Technology and Scale in Electricity Generation", in *Econometrica*, vol. 32 (julho de 1964), pp. 287-315.

12 V. Karuppan Chetty, *op. cit.*

A função utilidade especificada por Chetty apresenta a seguinte forma:

$$U = [\beta M^{-\rho} + \beta_1 F_1^{-\rho_1} + \beta_2 F_2^{-\rho_2} + \dots]^{-1/\rho} \quad (1)$$

onde M representa o estoque (real) de moeda; e F_i o estoque (real) do ativo financeiro i . $\beta, \beta_1, \beta_2, \dots, \rho, \rho_1, \rho_2, \dots$ são parâmetros a serem estimados e determinam o grau de substituição entre os ativos financeiros. Como aplicação convencional da teoria da escolha racional, a função (1) é maximizada, sujeita a uma restrição orçamentária

$$M_o = M + \frac{F_1}{1 + r_1} + \frac{F_2}{1 + r_2} + \dots \quad (2)$$

onde r_1, r_2, \dots correspondem às taxas esperadas de retorno dos ativos F_1, F_2, \dots

As condições marginais de equilíbrio, obtidas pela maximização da função de Lagrange, resultam em

$$\frac{\partial U}{\partial M} = \lambda \quad (3)$$

$$\frac{\partial U}{\partial F_i} = \frac{\lambda}{1 + r_i} \quad (\text{para } i = 1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

onde λ é o multiplicador de Lagrange. A taxa marginal de substituição entre moeda e o ativo i é definida por:

$$-\frac{\Delta F_i}{\Delta M} = \frac{\partial u / \partial M}{\partial u / \partial F_i} = (1 + r_i) \quad (5)$$

e entre dois ativos financeiros i e j por

$$-\frac{\Delta F_j}{\Delta F_i} = \frac{\partial u / \partial F_i}{\partial u / \partial F_j} = \frac{1 + r_j}{1 + r_i} \quad (6)$$

Como resultado da diferenciação e da condição marginal de equilíbrio (5), obtemos a expressão:

$$(1 + \rho_i) \text{Log } F_i = \text{Log } \beta_i \rho_i + \text{Log } (1 + r_i) - \text{Log } \rho \beta + (1 + \rho) \text{Log } M$$

ou

$$\text{Log } F_i = \left(\frac{1}{1 + \rho_i} \right) \text{Log } \left(\frac{\beta_i \rho_i}{\beta \rho} \right) + \left(\frac{1}{1 + \rho_i} \right) \text{Log } (1 + r_i) + \left(\frac{1 + \rho}{1 + \rho_i} \right) \text{Log } M \quad (7)$$

Diferenciando e aplicando as condições marginais de equilíbrio (6), obtemos a relação entre dois ativos quaisquer:

$$\text{Log } F_i = \left(\frac{1}{1 + \rho_i} \right) \text{Log } \left(\frac{\beta_i \rho_i}{\beta_i \rho_i} \right) + \left(\frac{1}{1 + \rho_i} \right) \text{Log } \left(\frac{1 + r_i}{1 + r_j} \right) + \left(\frac{1 + \rho_j}{1 + \rho_i} \right) \text{Log } F_j \quad (8)$$

A elasticidade parcial de substituição Hicks-Allen entre a moeda e o ativo F_i , de acordo com a função utilidade (1), pode ser escrita como:

$$\sigma_{M F_i} = \frac{1}{(1 + \rho) + (\rho_i - \rho) \left\{ 1 + \frac{\beta_i \rho_i F_i^{-\rho_i}}{\beta \rho M^{-\rho}} \right\}^{-1}} \quad (9)$$

e entre os ativos F_i e F_j como:

$$\sigma_{F_i F_j} = \frac{1}{(1 + \rho_j) + (\rho_i - \rho_j) \left\{ 1 + \frac{\beta_i \rho_i F_i^{-\rho_i}}{\beta_j \rho_j F_j^{-\rho_j}} \right\}^{-1}} \quad (10)$$

É fácil verificar que quando $\rho = \rho_i = \rho_j = \dots$ a função utilidade (1) transforma-se numa função CES convencional com retornos constantes de escala, e as elasticidades de substituição tornam-se:

$$\sigma_{M F_i} = \sigma_{F_i F_j} = \frac{1}{1 + \rho}$$

Se, além disso, $\rho = \rho_i = \rho_j = \dots = 0$, a função (1) reduz-se a uma equação do tipo Cobb-Douglas, com uma elasticidade de substituição unitária.

Para uma estimação consistente dos parâmetros é necessário que as variáveis explicativas sejam realmente exógenas. Entretanto, a Figura 1 mostra que o efeito substituição afeta também o estoque

TABELA 1

Estoques de Alguns Ativos Financeiros e Produto Interno Bruto

Em Cr\$ Bilhões de 1972^a

Anos	Moeda ^b	Depósitos a Prazo ^c	Depósitos de Poupança ^d	Letras de Câmbio ^e	ORTN e LTN	Letras Imobiliárias ^f	Fundos Mútuos ^g	Produto Interno Bruto ^h
1960	33.769,6	2.352,1	---	---	---	---	---	134.234,2
1961	37.095,2	1.965,1	---	---	---	---	---	144.254,8
1962	39.738,5	1.252,6	---	---	---	---	---	155.132,9
1963	37.225,2	1.093,4	---	---	---	---	---	159.843,2
1964	35.896,2	968,1	---	1.715,0	287,0	---	---	161.385,0
1965	40.729,5	1.011,6	---	3.127,5	1.935,0	4,5	---	165.679,2
1966	33.961,7	968,1	58,3	2.935,4	4.539,2	38,9	---	174.066,1
1967	37.960,1	1.436,3	217,6	5.325,6	6.279,5	543,9	---	180.860,3
1968	43.623,4	1.980,8	673,2	9.298,3	7.121,6	1.152,6	236,6	203.754,8
1969	47.908,1	1.567,1	1.499,0	10.329,3	9.938,0	1.810,0	901,3	224.967,6
1970	50.645,8	2.193,5	2.969,5	13.755,9	14.257,9	2.625,4	1.475,6	246.219,8
1971	55.178,4	4.281,0	4.427,3	16.836,3	18.070,7	3.401,2	3.664,1	273.775,7
1972	62.982,0	6.567,0	7.799,0	22.305,0	26.179,0	4.637,0	2.015,3	302.323,2
1973 ⁱ	69.209,6	7.123,0	10.278,2	27.418,5	32.915,4	5.128,9	1.744,5	328.028,3

^a Segundo o Índice Geral de Preços, coluna 2, de *Conjuntura Econômica*.

^b Papel-moeda em poder do público mais depósitos a vista no sistema bancário.

^c Depósitos a Prazo com correção monetária no sistema bancário.

^d Caixa Econômica, Sociedades de Crédito Imobiliário e Associações de Poupança e Empréstimo.

^e Saldo de Aceites Cambiais.

^f Saldo em Poder do Público, exclusive Banco Nacional da Habitação.

^g Compreende Fundos do Decreto-Lei 157.

^h Produto Bruto, a custo de fatores.

ⁱ Dados provisórios.

desejado do ativo considerado como "independente" e, portanto, o seu valor é dependente do erro. Nessas condições, o estimador de mínimos quadrados simples não é consistente. A solução, portanto, é encontrar uma variável fortemente correlacionada com M ou F_p , mas não com o erro.

Chetty estimou os parâmetros $\rho, \rho_1, \dots, \rho_n, \beta, \beta_1, \dots$ em (7) pelo método de mínimos quadrados, em dois estágios. Primeiro, o estoque desejado de moeda a longo prazo é computado em função da renda real e do conjunto de taxas de retorno esperadas. Em seguida, os valores estimados de M são introduzidos como variável instrumental em (7). Essa mesma metodologia será repetida na Seção 4 do presente estudo.

O período coberto pelas regressões compreende dados mensais de janeiro de 1970 a setembro de 1973. A escolha desse período relativamente curto explica-se pelo interesse em evitar os estágios iniciais mais críticos do desenvolvimento do mercado financeiro. A Tabela 1 mostra a evolução dos estoques reais dos ativos financeiros, objeto da análise empírica a seguir. Como pode ser constatado, as profundas mudanças ocorridas até 1969 desaconselham uma análise empírica de períodos mais longínquos.

A análise compreenderá ativos financeiros desde moeda (conceito M_1) até depósitos a prazo, depósitos de poupança, Letras de Câmbio, Obrigações Reajustáveis e Letras do Tesouro Nacional e Letras Imobiliárias, bem como o valor das quotas de Fundos Mútuos. Todos os estoques são expressos em bilhões de cruzeiros, a preços médios de 1972, segundo o índice geral de preços.

3 — As expectativas de retornos

As expectativas de retorno dos ativos assumem um papel crucial na explicação das flutuações no mercado financeiro. Essa importância dificulta a análise empírica do comportamento de tais mercados e, na impossibilidade de conhecermos perfeitamente como são

formadas as expectativas, resta a solução de tentarmos simular matematicamente os mecanismos de sua formação.

Os modelos de expectativas serão, como é convencional em trabalhos empíricos, baseados na história das taxas de retorno. Entretanto, ao invés de impor um determinado processo aos mecanismos de expectativa (um tratamento bastante discutível), utilizaremos um modelo genérico com componentes auto-regressivo e de média-móvel, segundo o modelo ARIMA desenvolvido recentemente por Box e Jenkins,¹³ para identificar o processo gerador de cada série de retorno, e daí computar os valores esperados.

O modelo ARIMA supõe que uma variável Z_t , não necessariamente estacionária, pode ser transformada numa série estacionária através de diferenciação sucessiva. Na descrição a seguir, as taxas de retorno dos diversos ativos financeiros são representadas pela variável Z_t . A especificação do modelo ARIMA geral é escrita como:

$$(1 - \Gamma_1 B^s - \dots - \Gamma_P B^{sP}) (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) (1 - B^S)^D \\ (1 - B)^d Z_t = (1 - \Delta_1 B^s \dots - \Delta_Q B^{sQ}) (1 - \Theta_1 B - \dots - \Theta_q B^q) u_t + \delta \quad (12)$$

onde os coeficientes Γ_i ($i = 1, 2, \dots, P$) e Δ_i ($i = 1, 2, \dots, Q$) representam efeitos dos processos estacionais auto-regressivo e de média-móvel, respectivamente; ϕ_i ($i = 1, 2, \dots, p$), o processo auto-regressivo puro; Θ_i ($i = 1, 2, \dots, q$), o processo de média-móvel puro; B , o operador retardo ($Z_{t-j} = B^j Z_t$); u_t , a série aleatória e estacionária de resíduos; e δ , uma constante. A ordem dos processos é dada pelos valores de P, S, p, s, Q e q . A ordem da diferenciação é dada por D e d , para a diferenciação estacional e consecutiva, respectivamente.

Após identificar a ordem dos processos, as estimativas preliminares para os parâmetros $\Gamma_i, \Delta_i, \phi_i$, e Θ_i são obtidas através dos coeficientes de auto-correlação e de auto-correlação parcial. Estes valores preliminares são reestimados num processo iterativo de mini-

¹³ G.E.P. Box e G.M. Jenkins, *Time Series Analysis, Forecasting and Control* (San Francisco: Holden-Day, 1970). Para uma descrição resumida dos modelos de expectativa desenvolvidos recentemente, consultar J.L. Carvalho, "Análise de Séries de Tempo e Modelo de Formação de Expectativas", in *Ensaaios Econômicos da EPGE*, n.º 7 (FGV, 1973). Ao leitor menos afeito a esse modelo, é sugerido que passe diretamente à Seção 4.

zação do erro quadrático médio por um método aproximado ao de máxima verossimilhança.

Numa etapa seguinte, o valor esperado de Z_t para um período futuro é estimado com o modelo anterior. Pode-se demonstrar que as expectativas assim obtidas minimizam o erro médio das estimativas. É interessante observar que o modelo ARIMA (12) compreende uma grande variedade de modelos convencionais de expectativas. Por exemplo, o modelo de expectativas adaptadas de Cagan¹⁴ é uma particularização do modelo (12) a um processo puro de média-móvel de primeira ordem, onde $(1 - \theta_1)$ corresponde ao coeficiente de expectativas de Cagan.¹⁵ Naturalmente, no mundo real, as expectativas seguem um mecanismo bem mais complexo e é difícil justificar *a priori* as particularizações de Cagan, a não ser pela conveniência estatística.

A Tabela 2 reproduz as estimativas dos processos de formação de expectativas para a taxa de inflação (medida pelo índice geral de preços por atacado), taxa de juros das Letras de Câmbio, Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional, Letras Imobiliárias e variação relativa no Índice BV da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. Os dados mensais para as séries cobriram o período desde 1954 para a taxa de inflação e Índice BV; desde 1961 para a taxa de retorno das Letras de Câmbio; desde 1965 para as ORTN; e, desde 1967, para as Letras Imobiliárias. Os modelos foram estimados com dados mensais até 1972,¹⁶ e também utilizados para estimar

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

¹⁵ Outra diferença importante é a forma de estimar o coeficiente beta de Cagan. O modelo de Cagan requer a estimação de β através de uma forma reduzida, onde beta é identificável por meio de um processo iterativo em que sucessivos valores são impostos a β até minimização (global) da variância não explicada da variável dependente. No modelo ARIMA, restrito a uma média-móvel de primeira ordem, o valor Θ é estimado utilizando-se apenas a própria história da variável Z_t .

¹⁶ Esses mesmos modelos foram empregados anteriormente com resultados satisfatórios. Consultar C. R. Contador, "Money, Inflation and the Stock Market: The Brazilian Case" (Tese de Doutorado, Universidade de Chicago, 1973).

os valores esperados em 1973. As constantes de cada processo demonstraram valores pouco importantes e/ou não significativamente diferentes de zero e, portanto, foram excluídos do quadro.

Um processo estacional importante foi detectado apenas no caso da taxa de inflação, eliminando-se esses ciclos na série original. Todas as demais séries estão isentas de qualquer processo estacional, ou seja, $s = S = 0$. Conseqüentemente, o modelo ARIMA (12) pode ser reescrito como:

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) (1 - B)^d Z_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) u_t + \delta \quad (13)$$

O teste Qui-quadrado indica que os modelos estimados podem representar satisfatoriamente os mecanismos de formação de expectativas. A série de inflação (medida pelo Índice Geral de Preços por Atacado) conforma-se ao processo de média-móvel de quarta ordem, o que rejeita a simplificação grosseira do modelo de Gagan. As taxas de retorno das Letras de Câmbio e no Índice BV são satisfatoriamente representadas por processos mistos e as demais séries de retorno das ORTN e Letras Imobiliárias por processos autorregressivos. O Índice BV funciona como uma variável *proxy* para os retornos dos Fundos Mútuos uma vez que a série de retornos em quotas de Fundos Mútuos (Livres) está intimamente associada à rentabilidade no mercado de ações (medida pelo Índice BV), segundo o modelo desenvolvido por Sharpe-Lintner-Fama.¹⁷ É interessante observar que a análise do processo estocástico da série de retornos das quotas dos Fundos Mútuos demonstrou que a seqüência conforma-se a uma série aleatória (*random-walk*) e, portanto, a expectativa de retorno é uma constante. No entanto, os retornos no mercado são consistentes com um processo de dependência mista.

¹⁷ Para aplicação do modelo, consultar William F. Sharpe, "Mutual Fund Performance", in *Journal of Business*, vol. 39, n.º 1 (janeiro de 1966), pp. 119-138; Michael Jensen, "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64", in *Journal of Finance*, vol. 23, n.º 2 (maio de 1968); e Eugene Fama, "Components of Investment Performance", in *Journal of Finance*, vol. 27, n.º 3 (junho de 1972), pp. 551-567.

Isso pode indicar que os Fundos Mútuos estão utilizando eficientemente as informações sobre o mercado.

Na impossibilidade de obter a série de retornos nominais em depósitos a prazo e em cadernetas de poupança, com correção monetária, o retorno esperado nesses ativos será simplesmente identificado pela taxa esperada de inflação, ou seja,

$$E(i) = \bar{r} + E\left(\frac{\Delta P}{P}\right) \quad (14)$$

onde \bar{r} é a taxa real de retorno desses depósitos, fixada pelo Governo.

A expectativa, condicionada dos valores passados de Z_t e às estimativas dos parâmetros, é obtida com uma previsão para o período seguinte da variável Z_t . Para tanto, reescrevemos a equação (13) como:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_{P+d} Z_{t-(P+d)} + \delta + (1 - \theta_1 B - \dots) u_t \quad (15)$$

e, utilizando esse resultado, podemos obter a expressão geral da expectativa condicional para o período $(t + s)$ futuro. O nosso interesse concentra-se na previsão das taxas de retorno para o próximo período e o modelo correspondente assume a forma:

$$Z_t(t) = E\{Z_{t+1}/Z_t, Z_{t-1}, \dots, \phi, \theta\} = \hat{\phi}_1 Z_t + \hat{\phi}_2 Z_{t-1} + \dots + \hat{\phi}_{P+d} Z_{t-(P+d)+1} + \hat{\delta} - \hat{\theta}_1 u_t - \hat{\theta}_2 u_{t-1} - \dots \quad (16)$$

onde $E(u_{t+1}) = 0$ e os parâmetros assinalados com um acento circunflexo correspondem às estimativas por máxima verossimilhança dos processos auto-regressivo, de média móvel e a constante. Note-se que todos os valores passados da variável Z e resíduos u são conhecidos no momento t .

As séries de taxas de retorno esperadas, construídas com os processos descritos na Tabela 2 e estimadas para o seguinte mês, são, utilizadas como variáveis exógenas nos modelos (7) e (8).

TABELA 2

Estimativa dos Processos Estocásticos das Taxas de Inflação e de Retorno de Diversos Ativos

Ativo ^a	Coefficientes Estimados por Máxima Verossimilhança ^b	Processo ^c	Q(k) ^d	$\frac{\sigma^2}{\sigma_u^2}$
Moeda.....	$(1-B) \frac{\Delta P}{P_t} = (1-0,8045B + 0,0612B^4) u_t$ (19,12) (-1,82)	M.A.	26,1	0,352 (10 ⁻³)
Letras de Câmbio...	$(1-B) (1-0,1791B^2) i (LC)_t = (1+0,3451B^2 + 0,5704B^4) u_t$ (1,95) (-2,94) (-7,05)	ARIMA	29,1	0,873 (10 ⁻⁶)
ORTN.....	$(1-B) (1-0,1180B + 0,4577B^2 + 0,5055B^3) i (OR)_t = u_t$ (1,75) (-6,75) (-7,66)	A.R.	18,8	0,297 (10 ⁻⁴)
Letras Imobiliárias	$(1-B) (1-0,8149B^2 + 0,7174B^3) i (LI)_t = u_t$ (8,48) (-7,86)	A.R.	30,3	0,355 (10 ⁻⁶)
Índice BV.....	$(1-0,5482B - 0,4606B^2) i (BV)_t = (1-0,3100B - 0,6224B^2 - 0,0435B^3) u_t$ (5,60) (4,25) (3,35) (8,06)	ARIMA	21,0	0,112 (10 ⁻¹)

FONTE: C. R. Contador, *Money, Inflation and the Stock Market: The Brazilian Case* (Tese de Doutorado. Universidade de Chicago, 1973).

^a Os retornos dos ativos, exceto Moeda, são expressos em termos nominais.

^b Os números entre parênteses abaixo dos coeficientes são valores "t".

^c M.A. significa um processo de média móvel (*Moving Average process*); A.R., um processo auto-regressivo (*Autoregressive process*); ARIMA, auto-regressivo-e-média-móvel (*Autoregressive-Integrated-Moving-Average-process*).

^d O teste emprega a distribuição Qui-quadrada com $k - m$ graus de liberdade (m é o n.º de parâmetros, e k o n.º de períodos com retardo) que indica o valor crítico para $Q(k)$; se $X^2 < Q(k)$, concluímos que o modelo estimado pode representar o processo verdadeiro; se $X^2 \leq Q(k)$, rejeitamos a hipótese e investigamos outros processos. Nesta tabela todos os modelos são significantes ao nível de 5%.

^e Variância da amostra dos resíduos com os resíduos das previsões passadas incluídos.

4 — Os resultados empíricos

a) O Conceito de Moeda

Nesta seção estimaremos inicialmente o modelo (7) para sugerir um novo conceito de moeda que inclua outros ativos financeiros além do papel-moeda em poder do público e os depósitos à vista. Teoricamente este novo conceito está diretamente associado ao formato especificado para a função utilidade (1).

O formato da regressão a ser estimada e descrito pelo modelo (7) pode ser reescrito como:

$$\text{Log } F_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(1 + r_i) + \alpha_2 \text{Log } M_i + u_i \quad (17)$$

Com a estimativa dos parâmetros α_0 , α_1 e α_2 , tentaremos identificar todos os parâmetros da expressão (7) e, então, retroceder à função utilidade.

São quatro os parâmetros no modelo (7) ou seja, β , ρ , β_i e ρ_i , enquanto dispomos de apenas três equações no sistema abaixo:

$$\frac{1}{1 + \rho_i} \text{Log} \frac{\beta_i \rho_i}{\beta \rho} = \hat{\alpha}_0 \quad (18)$$

$$\frac{1}{1 + \rho_i} = \hat{\alpha}_1 \quad (19)$$

$$\frac{1 + \rho}{1 + \rho_i} = \hat{\alpha}_2 \quad (20)$$

Portanto, o valor de três dos parâmetros depende do valor de um quarto parâmetro. Como o primeiro objetivo é a redefinição do estoque de moeda, agregando outros ativos ao conceito convencional $M = C + D$ podemos impor a condição de que $\beta = 1$ na função (1). Com essa restrição, todos os demais parâmetros tornam-se perfeitamente identificáveis, obtendo-se os seguintes resultados:

$$\beta = 1 \quad (21)$$

$$\rho = \frac{\alpha_2 - \alpha_1}{\alpha_1} \quad (22)$$

$$\rho_i = \frac{1 - \alpha_1}{\alpha_1} \quad (23)$$

$$\beta_i = \frac{\text{antilog}^{\alpha_0/\alpha_1}}{\rho_i/\rho} \quad (24)$$

A expressão (17) será estimada pelo método de mínimos quadrados, em dois estágios. Inicialmente, uma função implícita em moeda real, renda e taxas (esperadas) de retorno é obtida com a substituição da função (7) na restrição (2). Expressando o estoque real de moeda em função dessas outras variáveis, obtemos uma equação que pode ser especificada como:

$$\text{Log } M = \mu_0 + \mu_1 \text{Log } Y + \mu_2 \text{Log } (1 + r_1) + \mu_3 \text{Log } (1 + r_2) + \dots$$

onde M , como definido anteriormente, é o estoque de moeda ($C + D$) a preços de 1972; Y o nível de renda real¹⁸ e, $r_1, r_2 \dots$ são as taxas esperadas de retorno dos diversos ativos, montadas segundo os processos descritos na Tabela 2.

A Tabela 3 a seguir descreve os experimentos com a equação (25). Apenas os melhores resultados são reproduzidos. Infelizmente, a rotina de computação não forneceu os valores do coeficiente de Durbin-Watson, mas cálculos manuais mostraram que existe uma substancial autocorrelação nos resíduos em todas as regressões. As implicações deste fato serão discutidas oportunamente.

Como era esperado *a priori*, o estoque demandado de moeda no Brasil demonstra ser sensível à renda real e às expectativas de inflação e dos retornos das Letras de Câmbio. Essas conclusões não são originais, pois simplesmente confirmam os resultados de outras

¹⁸ A série foi obtida pela técnica de componente principal, com quatro séries. O primeiro componente foi restrito à mesma evolução média anual que a série de renda nacional, estimada pela FGV. Ver, detalhes em C.R. Contador, *Money Inflation...*, *op. cit.*, pp. 16-17.

TABELA 3

Modelo (25) — Período: Janeiro de 1970 a Setembro de 1973

$$\text{Log } M_t = \mu_0 + \mu_1 \text{Log } Y_t + \mu_2 \text{Log}(1 + r_t) + \mu_3 \text{Log}(1 + r_{2t}) + \dots + u_t$$

$$M_t = C_t + D_t$$

Constante	Renda Real	Expectativas de Retornos em		R ²	E.P. ^b
		Inflação ^a	Letras de Câmbio		
4,5549	0,4237** (4,3) [0,52]	-21,7012** (-3,66) [-0,44]	—	0,400	0,1109
9,4106	0,1204* (1,66) [0,15]	—	-46,7650** (-8,72) [-0,78]	0,718	0,0759
8,9370*	0,1700** (2,42) [0,21]	—	-9,6822** (-2,31) [-0,20]	0,751	0,0723

Obs.: Os números sob os coeficientes de regressão correspondem ao valor t , entre parênteses, e ao coeficiente beta, entre colchetes. O nível de significância dos coeficientes é identificado por asteriscos: dois asteriscos para 5% e um asterisco para 10%.

^a Taxa esperada de inflação, como *proxy* da taxa de retorno nominal em Depósitos a Prazo e Cadenetas de Poupança, com correção monetária.

^b Erro padrão da regressão

^c Essa regressão será utilizada para estimar $\text{Log } M_t$, que figura como variável exógena no modelo (17), apresentado na Tabela 4, a seguir.

pesquisas.¹⁹ As variáveis mais importantes para a explicação do estoque desejado de moeda são os retornos das Letras de Câmbio (70%), seguidos da renda real (21%) e das expectativas de inflação (20%). A contribuição de cada variável independente para a variável explicada é medida pelos chamados coeficientes "beta",²⁰ reproduzidos abaixo, dos parâmetros da regressão.

Os valores estimados de estoque real de moeda são incluídos como variável exógena na expressão (17), juntamente com a taxa esperada de retorno do ativo alternativo. Os coeficientes estimados nesse segundo estágio são consistentes e serão aplicados no cálculo dos coeficientes da função (1), segundo os resultados (21), (22), (23) e (24).

A Tabela 4 mostra os resultados obtidos com a estimação do modelo (17). Os coeficientes de determinação são satisfatórios, com exceção do modelo que tenta explicar o estoque real das quotas de Fundos Mútuos. As regressões para o valor real das quotas (livres) dos Fundos Mútuos apresentaram, sistematicamente, resultados insatisfatórios e por esse motivo seus resultados não serão reproduzidos nas tabelas seguintes. A explicação deste insucesso poderia ser a excessiva simplicidade do modelo de expectativa, incapaz de captar um comportamento mais completo e/ou má especificação do modelo. Ademais note-se o baixo nível de significância do parâmetro α_2 neste caso. Com exceção do modelo estimado para o estoque de quotas dos Fundos Mútuos, os coeficientes α_2 relativos ao estoque de

¹⁹ A. Fishlow, "Monetary Policy in 1968" (IPEA, 1969), mimeo; L.A. Fuenzalida, *La Demanda por Dinero en Brasil; 1947-1967* (CENDEC/IPEA, 1969); Affonso Celso Pastore, "Inflação e Política Monetária no Brasil", in *Revista Brasileira de Economia*, vol. 23, n.º 1 (janeiro/março de 1969), pp. 92-123; A. Moura da Silva, "The Expected Rate of Inflation and the Demand for Money: An Empirical Study of Argentina, Brazil, Chile and U.S.A." (Tese de Doutorado; Universidade de Chicago, 1972); e C.R. Contador, "Risk and the Demand for Money in Brazil: A Note", mimeo. (Universidade de Chicago, dezembro de 1972). O leitor interessado especificamente na evidência empírica de demanda de moeda encontrará nesses trabalhos um tratamento teórico mais profundo e análise mais apropriada.

²⁰ Arthur S. Goldberger, *Econometric Theory* (New York: John Wiley and Sons, Inc., 1964), pp. 197-198.

moeda são todos significativamente diferentes de zero ao nível de 5%, no mínimo.

Por outro lado, o nível de significância das estimativas do coeficiente α_i , representativo do efeito da taxa esperada de retorno, é menos encorajador, com exceção do modelo para o estoque de Obrigações Reajustáveis. O coeficiente para os Depósitos a Prazo e as Cadernetas de Poupança é significativo a um nível compreendido entre 10 e 20%. Uma comparação entre os coeficientes estimados sugere que os Depósitos a Prazo e as Cadernetas de Poupança cumprem a mesma finalidade e devem, portanto, apresentar o mesmo grau de substituição com a moeda. Para os demais ativos, o nível de significância é inferior a 50% e podem, portanto, ser desprezados. É interessante salientar que os resultados da explicação do estoque de Letras de Câmbio contradizem resultados anteriores. A Tabela 3 mostrou que os retornos das Letras de Câmbio são significativamente diferentes de zero e explicam 70% do estoque desejado de moeda. Isso sugere, como Lee concluiria, que moeda e Letras de Câmbio são substitutos razoáveis. Contudo, esses retornos não são nem mesmo significantes na Tabela 4. Sem dúvida, essa divergência requer uma investigação mais detalhada.

Apesar destes resultados, tentaremos, utilizando as soluções (21), (22), (23) e (24), derivar os valores dos parâmetros da função de utilidade. A Tabela 5 apresenta esses valores, juntamente com a elasticidade de substituição (9), estimada com os valores médios dos estoques reais dos ativos. É interessante salientar três pontos. O primeiro, o valor próximo da unidade do coeficiente ρ , expoente da moeda. O valor mais baixo ocorre com o tesouro de Letras Imobiliárias e o mais alto com o das Obrigações Reajustáveis. Nenhum deles, entretanto, pode ser considerado significativamente diferente de um, a um nível de 5%. Os parâmetros ρ_i , referentes ao expoente de cada estoque alternativo à moeda na função utilidade (1), assumem também valores próximos da unidade e sinal negativo, consistentes com a idéia de que existe uma substituição razoável entre moeda e outros ativos.

Em segundo lugar os coeficientes β_i , que representam a taxa marginal de substituição quando a elasticidade de substituição é infi-

TABELA 4

Modelo (17) — Período: Janeiro de 1970 a Setembro de 1973

$$\text{Log } F_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(1 + r_{it}) + \alpha_2 \text{Log } \hat{M}_t + u_t$$

Variável Dependente (F_i)	α_0	α_1	α_2	R^2	E.P.
Depósitos a Prazo.....	- 31,4430	28,7210 (1,54) [0,15]	4,0373** (9,20) [0,88]	0,685	0,3201
Cadernetas de Poupança.....	- 32,0050	27,3808 (1,52) [0,14]	4,0175** (9,44) [0,88]	0,697	0,3103
Letras de Câmbio.....	- 9,0761	- 19,6639 (-0,45) [-0,14]	1,8654** (2,25) [0,71]	0,717	0,1740
Obrigações Reajustáveis do Tesouro...	1,2532	- 3,6692** (-2,16) [-0,18]	0,7387** (10,70) [0,86]	0,730	0,0551
Letras Imobiliárias.....	- 18,4906	7,5134 (0,58) [0,07]	2,6043** (8,38) [0,88]	0,7114	0,1974
Fundos Mútuos.....	5,2168	- 5,1859 (-0,31) [-0,05]	0,1237 (0,22) [0,04]	0,034	0,4458

Obs: Ver notas no rodapé da Tabela 3.

TABELA 5

*Estimativa dos Parâmetros da Função Utilidade (1)**Restrição Básica: $\beta = 1$*

Ativo	ρ	ρ_i	β_i	$\sigma_{M_i F}$
Depósitos a Prazo.....	-0,859	-0,965	+0,335	8,20
Caderneta de Poupança.....	-0,853	-0,963	+0,315	8,14
Letras de Câmbio.....	-1,095	-1,050	+0,585	- 9,13 ^a
Obrigações Reajustáveis.....	-1,201	-1,273	+0,710	-17,90 ^a
Letras Imobiliárias.....	-0,653	-0,867	+0,070	5,56
Fundos Mútuos.....	-1,024	-1,193	+0,361	36,4

^a Sinal inconsistente com a teoria.

nita,²¹ ou um coeficiente de proporção não perfeitamente interpretado em outros casos, assumem baixos valores próximos a 0,3 para os Depósitos a Prazo e Cadernetas de Poupança, e a 0,07 para as Letras Imobiliárias. As demais estimativas ou apresentam valor exagerado, como para as Letras de Câmbio e/ou baixo nível de significância, dados os intervalos para os parâmetros obtidos com a forma (17).

Finalmente, as elasticidades de substituição por moeda figuram na última coluna da Tabela 5. As estimativas para as Letras de Câmbio e as Obrigações Reajustáveis serão negligenciadas, uma vez que apresentam sinal contrário ao esperado teoricamente e requerem, por tanto, uma análise mais completa. Para cada 1% de aumento no retorno nominal dos Depósitos a Prazo haverá uma substituição de 8% de moeda por Depósitos a Prazo e Cadernetas de Poupança. Conclusão semelhante pode ser obtida com as Letras Imobiliárias, com uma elasticidade de substituição de 5,6. Esses valores podem ser considerados como bastante elevados e economicamente próximos da substituição infinita.

²¹ Ou seja, se a curva de indiferença fosse linear, com uma elasticidade de substituição infinita, o coeficiente β_i representaria a inclinação da reta.

Utilizando os coeficientes apresentados na Tabela 5, a definição operacional para o estoque de moeda compreenderia o conceito tradicional dos meios de pagamentos (M_1), os Depósitos a Prazo, as Cadernetas de Poupança e, em menor grau, o estoque de Letras Imobiliárias. Uma vez que os parâmetros ρ e ρ_i não demonstraram ser significativamente diferentes da unidade, suporemos tal valor na expressão abaixo

$$M' = M + 0,3(T + S) + 0,07 LI \quad (26)$$

onde M' representa o novo conceito de moeda; M , o conceito M_1 tradicional; T , os Depósitos a Prazo; S , Cadernetas de Poupança; e LI , o estoque de Letras Imobiliárias. Uma série de moeda construída segundo tal definição seria, entretanto, numericamente pouco diferente do conceito usual M_1 , devido à reduzida contribuição dos novos componentes. A Figura 2 ilustra a comparação entre as séries segundo os dois conceitos, a partir de 1960. Note-se que a rigor as séries de depósitos a prazo e de poupança antes e após 1964 não deveriam ser confundidas, pois referem-se a conceitos economicamente distintos. Antes de 1964, o retorno desses ativos compreendia apenas uma taxa de juros fixada nominalmente. Após 1964, o retorno compreende uma taxa real acrescida de correção monetária.

A Figura 2 demonstra claramente que as diferenças entre os conceitos tem-se acentuado de forma sensível, principalmente após 1971. Esse fato, como será discutido oportunamente, tem implicações importantes para a liquidez e a taxa de inflação da economia.

A estimativa de 0,3 para o coeficiente relativo a Depósitos a Prazo e Cadernetas de Poupança é inesperada. Sempre que um conceito mais amplo de moeda é imaginado, incluindo pelo menos os Depósitos a Prazo, esses ativos comparecem em igualdade de condições com o papel-moeda em poder do público e os depósitos à vista. A própria definição de moeda segundo o enfoque moderno de Friedman generalizou o conceito $M_2 = C + D + T$. As conclusões de Chetty para os Estados Unidos vieram também justificar essa nova definição,

$$M_2 = C + D + (T + S) \quad (27)$$

FIGURA 2

COMPORTAMENTO DO ESTOQUE DE MOEDA NO BRASIL, SEGUNDO TRÊS CONCEITOS.

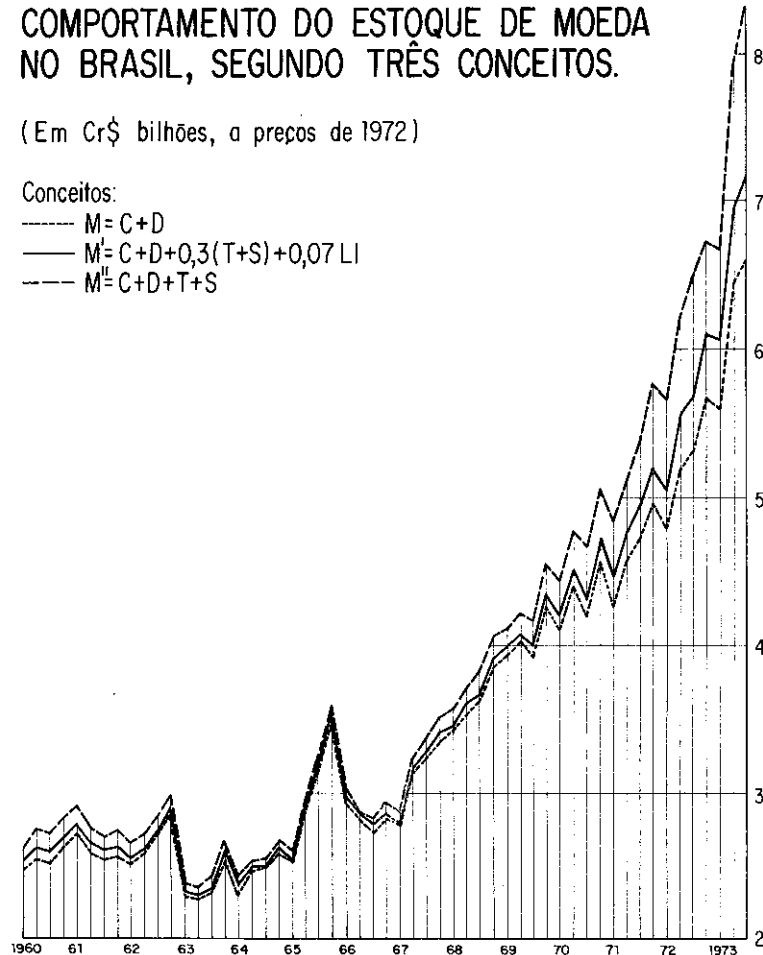
(Em Cr\$ bilhões, a preços de 1972)

Conceitos:

----- $M = C + D$

———— $M^1 = C + D + 0,3(T + S) + 0,07 LI$

----- $M^2 = C + D + T + S$



Contudo, não é possível afirmar taxativamente que as estimativas apresentadas na Tabela 5 diferem significativamente dos valores teóricos,

$$\begin{aligned} \rho &= \rho_i = -1 \\ \beta_i &= 1 \end{aligned} \tag{28}$$

necessários para que a definição (27) seja válida. Assim, o conceito adequado de moeda no Brasil deve figurar entre os extremos (26) e (27). A estimativa de β_i para as Letras Imobiliárias é economicamente pouco importante e, de certa forma, consistente com a idéia que esses títulos substituem a moeda em um número mais restrito de motivos. Embora com elevada elasticidade de substituição são necessários 100 cruzeiros em Letras Imobiliárias para substituir sete cruzeiros em moeda para que seja mantido o mesmo nível de utilidade. A definição (27) é também ilustrada na Figura 2. O seu confronto com o conceito M_1 sugere que as diferenças de crescimento são ainda mais acentuadas.

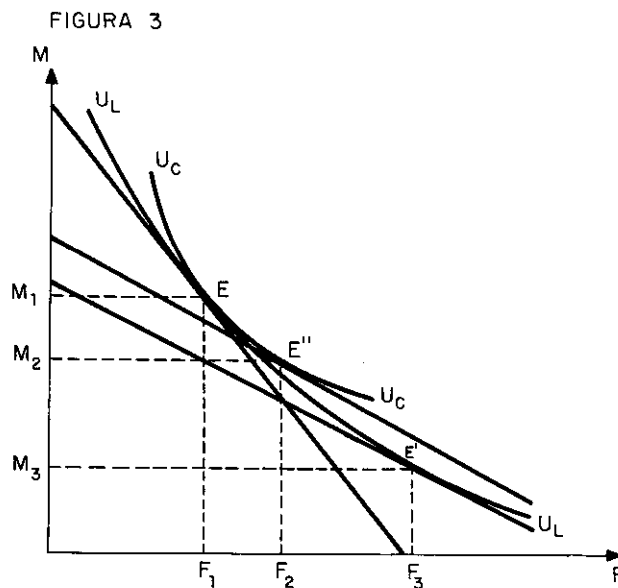
b) *A Substituição Entre Ativos Não-Monetários*

A função de utilidade (1) permite também estimar a substituição entre dois ativos quaisquer, além de moeda. O modelo corresponde à equação (8), onde o logaritmo do estoque de um dos ativos é expresso em função de uma constante, da relação entre os retornos esperados dos dois ativos, e do estoque do outro ativo. Tal tratamento requer, portanto, que o estoque real de um ativo seja considerado com a variável exógena à regressão, num raciocínio semelhante ao empregado na seção anterior. No primeiro estágio, o estoque desejado do ativo seria estimado em função dos retornos e da renda, que seriam as variáveis independentes. Esses valores demandados seriam adotados, no segundo estágio, como variável independente na equação (8).

Entretanto, há pelo menos dois problemas, não contornados nessa metodologia. O primeiro corresponde à provável existência de ajustes retardados na combinação desejada de ativos. Esse fato rejeita a hipótese de ajustes instantâneos, suposta no modelo formal. O segundo problema resulta de uma hipótese discutível: o mapa de indiferença é homotético, ou seja, o efeito-riqueza (ou renda-permanente)

estaria disposto ao longo de uma reta partindo da origem. Mudanças no nível de riqueza não alterariam, mantidos constantes os retornos esperados, a combinação desejada entre dois ativos, pois a demanda de cada um cresceria na mesma proporção. A extensão dessa idéia a todos os ativos implicaria dizer que as elasticidades-riqueza seriam todas iguais à unidade.

Quanto ao primeiro problema, as regressões reproduzidas na Tabela 4 acusaram de fato a existência de correlação serial positiva nos resíduos. Ainda que tal problema pudesse ser contornado artificialmente com o emprego da técnica iterativa de Cochrane-Orcutt, a oportunidade de investigar um comportamento mais complexo e realista seria negligenciada. A correlação serial também ocorreu nas regressões estimadas por Chetty e a razão desse fato não foi ainda estudada adequadamente. Entretanto, a existência de dependência serial nos resíduos pode ser uma forte indicação de que variáveis importantes, má especificação das funções e/ou um processo de ajuste retardado foram omitidos no modelo formal. A existência de um mecanismo "nerloviano" de ajustes retardados implicaria que, a curto prazo, a substituição entre ativos seria inferior à substituição efetiva a longo prazo. Esse raciocínio, é exemplificado na Figura 3.



Imaginemos, inicialmente, uma situação de equilíbrio, com a economia satisfeita com a combinação M_1/F_1 para determinada taxa nominal esperada de retorno do ativo F . Se fossem formadas expectativas de que a taxa de retorno em F será mais alta no próximo período, a economia desejaria substituir moeda por maior estoque do ativo F . A longo prazo, seria assegurado que a relação M_3/F_3 satisfaria as condições marginais ao longo da curva de indiferença U_L . Entretanto, a existência de custos de informação e de transação, rigidez nos hábitos, etc., podem resultar numa relação M_2/F_2 ainda alta a curto prazo. Ou seja, a variação na taxa esperada de retorno produz um impacto maior, na carteira mantida pela economia, a longo prazo do que a curto prazo. Esse mecanismo de ajuste retardado é representado por:

$$d \log F_t = \Psi (\log F_t^d - \log F_{t-1}) \quad (29)$$

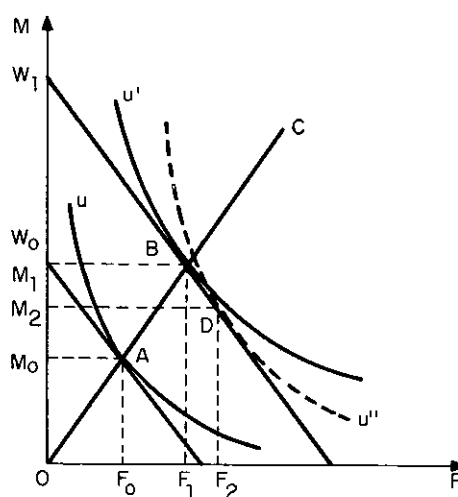
ou seja, o crescimento relativo efetivado no estoque real do ativo F corresponde a uma proporção Ψ da diferença entre o estoque desejado a longo prazo e o estoque observado no período anterior. O parâmetro Ψ na equação (29) é denominado de elasticidade de ajustamento. Se $\Psi = 1$, o equilíbrio entre o estoque observado e o desejado é obtido instantaneamente. Por outro lado, quanto menor o valor de Ψ , mais longo tende a ser o processo de ajuste ao equilíbrio. A hipótese de ajustes retardados na carteira da economia pode ser testada, ao preço de algumas simplificações, nos modelos (7) e (8).

Quanto à hipótese de homoteticidade do mapa de indiferença, implícita na especificação (1) da função de utilidade, ela parece ser rejeitada pela experiência histórica. Não existe, *a priori*, razão alguma para que essa hipótese se verifique. Pelo contrário, é bem mais lógico imaginar que as elasticidades-riqueza possam ser diferentes entre si e, até mesmo, que se modifiquem, no decorrer do desenvolvimento econômico.²²

²² Esta é, inclusive, a posição mais aceita por diversos autores. Ver, por exemplo, Raymond Goldsmith, "Financial Structure and Economic Growth in Advanced Countries", in *Capital Formation and Economic Growth*, (Princeton: NBER, 1955), e *Financial Structure and Development* (New Haven: Yale University Press, 1969).

A Figura 4 serve para ilustrar esses fatos. As curvas de indiferença u e u' correspondem a um mapa de utilidade homotético, por hipótese. O estoque de riqueza inicial é W_0 e, dados os retornos esperados, o equilíbrio ocorre na posição A com a combinação M_0/F_0 . Imagine-mos agora um aumento do estoque de riqueza para W_1 , sempre mantidos constantes os retornos esperados. Como o mapa de utilidade é homotético (ainda que não necessariamente homogêneo linear), a nova posição de equilíbrio ocorre ao longo da reta OC , mais precisamente no ponto B . Apesar da variação na riqueza real, a combinação entre ativos mantém-se inalterável, ou seja, $\frac{M_0}{F_0} = \frac{M_1}{F_1}$

FIGURA 4



Se o mapa de utilidade não for homotético, (hipótese mais realista), o aumento da riqueza resultará numa posição de equilíbrio não localizada no segmento OC , mas, sim, digamos, em D , correspondente à curva de indiferença u'' . Nesse caso, a variação na riqueza real altera a combinação de ativos de $\frac{M_0}{F_0} = \frac{M_1}{F_1}$ para $\frac{M_2}{F_2}$.

Uma forma de verificar se o mapa de indiferença é ou não homotético consiste em incluir a riqueza real, ou renda permanente, como variável independente no modelo. Se seu coeficiente estimado for nulo, podemos concluir que o mapa é homotético, pelo menos para os ativos considerados. Se o coeficiente for significativamente diferente de zero, lançamos dúvidas quanto à constância dos parâmetros na função utilidade (1).

Entretanto, a inclusão da riqueza real (ou renda permanente) numa função utilidade reduz a operacionalidade do modelo reduzido. Por outro lado, incluir *ad hoc* a renda na forma reduzida dificulta a estimação e interpretação dos coeficientes da função de utilidade. A solução proposta aqui é simplesmente a de romper com a função de utilidade restrita à forma (1) e generalizá-la para outros casos. Ao mesmo tempo, podemos incluir o mecanismo (29) de ajustes retardados.

O modelo proposto tem a forma:

$$\log \left(\frac{F_i}{F_j} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{1 + r_i}{1 + r_j} \right)_t + \alpha_2 \log Y_t + \alpha_3 \left(\frac{F_i}{F_j} \right)_{t-1} \quad (30)$$

escrita para muitos ativos, mas apenas dois de cada vez são analisados. O parâmetro α_1 corresponde a uma aproximação "histórica" da elasticidade de substituição (a curto prazo) entre os dois ativos; α_2 define o grau de homoteticidade da curva de indiferença;²³ e, α_3 , o complemento da elasticidade de ajustamento nerloviana. Se $\alpha_2 = \alpha_3 = 0$, a forma (30) é idêntica ao modelo (8) quando $\rho_i = \rho_j$, e a expressão (10) para a elasticidade de substituição entre dois

ativos reduz-se a $\alpha_i = \frac{1}{1 + \rho_i}$

²³ O parâmetro α_2 será estimado com o conceito de renda "observada", ao invés de renda permanente. Isso importa numa subestimação do efeito da riqueza real, mas não deve modificar o poder do teste da hipótese de homoteticidade. Se $\hat{\alpha}_2$ for significativamente diferente de zero, a hipótese de homoteticidade deve ser rejeitada. Contudo, se $\hat{\alpha}_2$ não for significativamente diferente de zero, ainda seria possível que a hipótese fosse rejeitada como conceito de renda permanente.

O emprego dessa expressão simplificadora para a elasticidade de substituição possui antecedentes nas pesquisas empíricas sobre a substituição entre tipos de trabalho dotados de diferente educação, etc.²⁴ Estamos, portanto, simplesmente adotando princípios semelhantes. As Tabelas 6 a 8 descrevem os melhores experimentos com o modelo (30). A Tabela 6 mostra o efeito dos retornos relativos, renda real, e combinação no período anterior entre Depósitos a Prazo e outros ativos. Três ativos são considerados: Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional, Letras Imobiliárias e Letras de Câmbio. A elasticidade de substituição entre Depósitos a Prazo e Obrigações Reajustáveis do Tesouro é significativamente diferente de zero ao nível de 5%, e assume o valor de 1,7 a curto prazo e 152 a longo prazo. A substituição é também significativa com as Letras de Câmbio. Infelizmente, a variável dependente com retardamento “rouba” o efeito das demais variáveis e, por isso, não é possível isolar a substituição a curto e a longo prazo. Quanto às Letras Imobiliárias, os coeficientes α_i não são significativamente diferentes de zero.

Os coeficientes estimados para renda real sugerem que os mapas de indiferença de Depósitos a Prazo, Letras Imobiliárias e Letras de Câmbio não são homotéticos, como suposto anteriormente.

As elasticidades de substituição são resumidas na Tabela 10. Apesar da ausência de alguns elementos, os valores na tabela demonstram que a substituição entre ativos deve ser encarada com seriedade na formulação de uma política monetária. Na montagem da tabela foram utilizadas basicamente as regressões das Tabelas 6 a 9. A curto prazo, a maior substituição estimada ocorre entre moeda e Depósitos a Prazo e entre moeda e Cadernetas de Poupança. Além

²⁴ Zvi Griliches, “Capital-Skill Complementarity”, in *Review of Economics and Statistics*, vol. 2 (novembro de 1969), pp. 465-468; S. Bowles, *Planning Educational Systems for Economic Growth* (Cambridge: Harvard University Press, 1969); S. Bowles, “Aggregations of Labor Inputs in the Economics of Growth and Planning: Experiments with a Two-Level CES Function”, in *Journal of Political Economy*, vol. 78 (janeiro/fevereiro de 1970), pp. 68-81; F. Psacharopoulos e K. Hinchliffe, “Further Evidence on the Elasticity of Substitution Among Different Types of Educated Labor”, in *Journal of Political Economy*, vol. 80 (julho/agosto de 1972), pp. 786-792.

TABELA 6

Relação Entre Depósitos a Prazos e Outros Ativos

Modelo (30) — Período Janeiro de 1970 a Setembro de 1973

$$\text{Log} \left(\frac{F_i}{F_j} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{1 + r_i}{1 + r_j} \right)_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 \log \left(\frac{F_i}{F_j} \right)_{t-1} + \mu_t$$

Relação entre Depósitos a Prazo e:	α_0	α_1	α_2	α_3	R ²	E.P.
Obrigações Reajustáveis do Tesouro.....	0,0341	1,6693** (2,04) [0,03]	---	0,9890** (88,52) [1,00]	0,995	0,0334
	0,5013	1,2797 (1,51) [0,02]	0,0508 (1,49) [0,02]	0,9910** (76,23) [0,99]	0,995	0,0329
Letras Imobiliárias.....	1,2325	12,4425 (1,41) [0,21]	---	---	0,044	0,2028
	4,6660	---	0,5561** (3,47) [0,47]	---	0,218	0,1835
	4,5166	1,6343 (0,18) [0,03]	0,5429** (3,06) [0,46]	---	0,219	0,1855
Letras de Câmbio.....	0,3093	36,5326** (3,40) [0,46]	---	---	0,211	0,2228
	8,2893	---	0,7415 (3,94) [0,51]	---	0,265	0,2151
	6,2471	23,2459** (2,10) [0,29]	0,5602** (2,79) [0,30]	---	0,335	0,2070
	0,6016	1,2004 (0,46) [0,02]	0,0555 (1,16) [0,04]	0,9127** (28,52) [0,96]	0,967	0,0466

Obs: Ver notas no rodapé da Tabela 3.

TABELA 7

Relação Entre Cadernetas de Poupanças e Outros Ativos

Modelo (30) — Período Janeiro de 1970 a Setembro de 1973

$$\log\left(\frac{F_i}{F_j}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(\frac{1+r_i}{1+r_j}\right)_t + \alpha_2 \log Y_t + \alpha_3 \log\left(\frac{F_i}{F_j}\right)_{t-1} + \mu_t$$

Relação entre Cadernetas de Poupança e:	α_0	α_1	α_2	α_3	R ²	E.P.
ORTN.....	0,0375	1,6450** (2,81) [0,02]	—	0,9880** (109,77) [1,00]	0,997	0,0261
	-14,8039	—	1,3073** (3,71) [0,49]	—	0,242	0,4028
	-15,8185	26,8225* (1,90) [0,29]	1,3853** (3,31) [0,52]	—	0,241	0,4750
	0,9117	1,7451** (2,62) [0,02]	-0,0144 (-0,52) [0,01]	0,9988** (93,61) [1,00]	0,997	0,02636
Letras Imobiliárias....	0,5034	18,6326** (2,25) [0,32]	—	—	0,105	0,1906
	— 5,7429	—	0,5851** (3,85) [0,51]	—	0,256	0,1737
	— 4,9826	8,3191 (1,01) [0,15]	0,5181** (3,12) [0,45]	—	0,274	0,1737
Letras de Câmbio.....	— 1,0929	34,9286** (3,34) [0,45]	—	—	0,206	0,2166
	— 9,3662	—	0,7705** (4,34) [0,55]	—	0,305	0,2026
	— 0,0559	2,4639 (1,37) [0,03]	—	0,9395** (42,30) [0,98]	0,982	0,0338
	— 7,5711	20,4328* (1,94) [0,27]	0,6112** (3,21) [0,44]	—	0,363	0,1963

Obs: Ver notas no rodapé da Tabela 3.

TABELA 8

Relação Entre Letras Imobiliárias e Outros Ativos
 Modelo (30) – Período Janeiro de 1970 a Setembro de 1973

$$\log\left(\frac{F_i}{F_j}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(\frac{1+r_i}{1+r_j}\right)_t + \alpha_2 \log Y_t + \alpha_3 \log\left(\frac{F_i}{F_j}\right)_{t-1} + \mu_t$$

Relação entre Letras Imobiliárias	α_0	α_1	α_2	α_3	R ²	E.P.
ORTN.....	-7,9481	26,3251** (4,17) [0,48]	0,6298** (3,53) [0,41]	—	0,447	0,2024
Letras de Câmbio.....	1,6942	10,1445** (2,61) [0,37]	—	—	0,1369	0,0630
	0,6376	3,4630** (2,03) [0,13]	-0,0238 (-0,89) [-0,06]	0,7689** (11,93) [0,85]	0,859	0,0260

Obs: Ver notas no rodapé da Tabela 3.

disso, é válido concluir que a substituição entre Depósitos a Prazo e Cadernetas de Poupança é perfeita. Portanto, uma primeira sugestão prática é de que qualquer conceito mais amplo de moeda que inclua os Depósitos a Prazo deve incluir também as Cadernetas de Poupança. A substituição entre Letras de Câmbio e esses ativos é também substancial. Quanto às Letras Imobiliárias e ORTN existe um razoável grau de substituição, com a elasticidade atingindo a 26. Finalmente, as elasticidades a curto prazo com valores estimados mais reduzidos referem-se à substituição entre ORTN e Depósitos a Prazo, ORTN e Cadernetas de Poupança, Letras Imobiliárias e moeda e entre Letras Imobiliárias e Letras de Câmbio.

Essas estimativas, embora preliminares e devendo ainda ser refutadas ou confirmadas por outras pesquisas, demonstram que os investidores brasileiros comportam-se racionalmente, modificando a carteira de ativos em função de uma simples mudança na expectativa de retorno dos títulos.

TABELA 9

Relação Entre Moeda e Outros Ativos
Modelo (31) – Período Janeiro de 1970 a Setembro de 1973

$$\text{Log}\left(\frac{M}{F_j}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(\frac{1}{1+r_j}\right)_t + \alpha_2 \log Y_t + \alpha_3 \log\left(\frac{M}{F_j}\right)_{t-1} + \mu_t$$

Ativos	α_0	α_1	α_2	α_3	R ²	E.P.
ORTN.....	0,2641	- 1,3401 (-1,24) [-0,10]	—	0,8172** (10,58) [0,88]	0,732	0,0342
	- 0,2627	- 1,1876 (-1,12) [-0,09]	0,0509** (1,73) [0,14]	0,8112** (10,74) [0,87]	0,751	0,0334
Letras Imobiliárias....	0,1573	- 3,0460* (-1,69) [-0,04]	—	0,9630** (46,23) [1,00]	0,983	0,0326
	8,5865	14,3325 (1,22) [0,17]	-0,5806** (-2,93) [-0,41]	—	0,249	0,2140
	0,3203	- 3,2056* (-1,73) [-0,04]	-0,0142 (-0,43) [-0,01]	0,9591** (41,65) [0,99]	0,983	0,0329
Fundos Mútuos.....	0,1714	- 0,3729 (-0,20) [-0,03]	—	0,9464** (22,73) [0,96]	0,925	0,1241
Letras de Câmbio.....	0,2241	63,1915** (7,10) [0,73]	—	—	0,539	0,1373
	1,5866	58,4003** (6,07) [0,68]	-0,1633 (-1,26) [0,14]	—	0,556	0,1364
Depósitos a Prazo.....	14,7945	37,3758* (1,84) [0,24]	-1,3086** (-3,91) [0,51]	—	0,297	0,3781
Cadernetas de Poupança	15,8842	38,6487* (1,99) [0,26]	-1,3408** (-4,17) [0,54]	—	0,315	0,3634

Obs: Ver notas no rodapé da Tabela 3.

A Tabela 7 descreve os resultados da relação das Cadernetas de Poupança com outros ativos. É interessante notar que as conclusões são idênticas às obtidas com os Depósitos a Prazo, com exceção do fato de que a substituição por Letras Imobiliárias é agora significativamente diferente de zero ao nível de 5%.

Finalmente a Tabela 8 mostra que a elasticidade de substituição entre Obrigações Reajustáveis e Letras Imobiliárias é significativamente diferente de zero, assumindo um valor elevado demais para ser negligenciado. A substituição por Letras de Câmbio é, também, significativa, embora em menor grau. O mapa de indiferença entre Letras Imobiliárias e ORTN não é homotético, mas aparenta sê-lo com as Letras de Câmbio.

A conclusão geral que se pode obter desses resultados é que tanto o mecanismo de ajustes instantâneos como o grau de homoteticidade do mapa de indiferença devem resultar de testes empíricos, e não serem impostos arbitrariamente como hipóteses básicas.

Uma vez que a equação (17) pressupunha um mapa homotético e ajustes instantâneos, é interessante indagar se ocorrerão diferenças marcantes num modelo semelhante mais flexível para Moeda, ainda que a um preço, em termos de interpretação dos parâmetros na função utilidade. A substituição entre a Moeda e cada ativo foi, assim, estimada através de um modelo semelhante à forma (30) anterior.

$$\log\left(\frac{M}{F_j}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(\frac{1}{1+r_j}\right)_t + \alpha_2 \log Y_t + \alpha_3 \log\left(\frac{M}{F_j}\right)_{t-1} \quad (31)$$

A Tabela 9 descreve alguns dos resultados empíricos obtidos com o modelo (31). De modo geral, os coeficientes de determinação são sensivelmente superiores aos descritos na Tabela 4, mas a melhoria resulta basicamente da inclusão da variável dependente com retardamento. A estimativa do parâmetro da taxa de retorno das Obrigações Reajustáveis não é significativamente diferente de zero, o que, aliado ao sinal inesperado (na Tabela 4), confirma uma baixa elasticidade de substituição por Moeda. A substituição entre

Moeda e Letras Imobiliárias é significativamente diferente de zero a um nível de 10%, embora inferior ao valor estimado com o modelo original, apresentado na Tabela 5. O confronto das regressões para os Depósitos a Prazo e as Cadernetas de Poupança confirma, mais uma vez que os ativos cumprem a mesma finalidade e possuem elevada substituição por Moeda. Além disso os resultados rejeitam a hipótese de homoteticidade.

TABELA 10

Elasticidades de Substituição entre Ativos

Ativos	Depósitos a Prazo	Cadernetas de Poupança	ORTN	Letras Imobiliárias	Letras de Câmbio
<i>Moeda^a</i>					
Curto Prazo.....	37,4 ^e	38,6 ^e	—	3,0 ^d	—
Longo Prazo.....	—	82,3	—
<i>Depósitos a Prazo</i>					
Curto Prazo.....		... b	1,7	...	23,2
Longo Prazo.....		... b	151,7
<i>Cadernetas de Poupança</i>					
Curto Prazo.....			1,6	18,6	20,4
Longo Prazo.....			137,1
<i>Obrigações Reajustáveis</i>					
Curto Prazo.....				26,3	...
Longo Prazo.....			
<i>Letras Imobiliárias</i>					
Curto Prazo.....					3,5
Longo Prazo.....					15,0

a Segundo resultados da Tabela 9.

b Substituição próxima ao infinito.

c Na Tabela 5, a elasticidade de substituição é estimada em 8, aproximadamente.

d Idem, em 5,6 aproximadamente.

5 — Recomendações para uma política monetária e fiscal

As conclusões deste trabalho são óbvias e podem ser alinhadas em três pontos básicos:

a) o conceito de moeda, como simples meio de pagamento, atualmente empregado pelo Banco Central, deve ser reformulado, agregando os ativos que demonstram certo grau de perfeição na substituição. Os candidatos mais razoáveis são os Depósitos a Prazo e as Cadernetas de Poupança. Outros ativos poderão ser também escolhidos, embora com menor ponderação;

b) a combinação desejada de ativos tende a modificar-se com o desenvolvimento econômico. A economia ao desenvolver-se procura substituir moeda por outros ativos menos líquidos. Portanto, a hipótese freqüente e convencional do mapa homotético, para não dizer homogêneo linear, deve ser rejeitada em favor de um modelo mais realista. Nesse sentido, o modelo proposto embora rudimentar, demonstrou ser útil;

c) as imperfeições nas informações, nos custos de transações e na rigidez dos hábitos, indicam que a substituição é mais completa a longo prazo.

Quais os impactos dessas conclusões para a eficiência da política governamental? Em princípio, é possível identificar os dois principais. O leitor pode facilmente imaginar outros:

i) O processo de desenvolvimento econômico e, mais precisamente, das instituições financeiras, resulta numa redução relativa da demanda de moeda à medida que novos ativos cumprem as finalidades da mesma e ainda asseguram um retorno nominal positivo. Portanto, é imprescindível que a política monetária considere esse fato. O indicador $C + D$ é, nessas condições, bastante imperfeito; e pode gerar um acúmulo de erros. À medida que o nível de preços, para citar apenas uma variável, resultar do funcionamento de todo o mercado financeiro, e desde que a moeda tende a crescer menos que os demais ativos financeiros, a pressão inflacionária poderá ser superior à pretendida com o controle do conceito $C + D$.

As diferenças dos efeitos podem ser consideráveis. A Tabela 11 a seguir compara as taxas de crescimento anual (de dezembro a dezembro) de dois indicadores monetários: o conceito $M_1 = C + D$, e o conceito $M_2 = C + D + T + S$. A lição é clara. Se o indicador monetário "verdadeiro" for este último, uma pressão de excesso de liquidez sobre os preços, em torno de 10%, vem sendo sistematicamente negligenciada. Além disso, o Índice de Preços por

TABELA 11

*Comparação Entre Taxas de Crescimento Anual
Em Dezembro de Cada Ano*

Anos	$M_1 = C + D$	$M_2 = C + D + T + S$	Preços por Atacado ^b
1971	31,3	42,4	21,1
1972	33,5	43,6	16,1
1973 ^a	44,1	53,5	14,9

^a Setembro de 1973 sobre setembro de 1972.

^b Coluna 12, da *Cojuntura Económica*.

Atacado é sensivelmente inferior ao excesso de liquidez, segundo quaisquer dos indicadores, mesmo abatendo as elevadas taxas de crescimento do produto real. Existe, portanto, uma elevada pressão inflacionária na economia, talvez até mesmo acumulada desde períodos anteriores. Como o combate à inflação deverá continuar a ser uma das preocupações do Governo, seria conveniente que um indicador monetário mais adequado fosse utilizado nesse sentido.

ii) A outra implicação está associada à necessidade de maior consistência entre a política monetária e a política fiscal. Paralelamente à modernização do mercado financeiro, o Governo utilizou com frequência incentivos fiscais, por exemplo, através de abatimentos no imposto de renda declarado, para estimular a demanda de determinados ativos. Essas medidas fiscais resultam em uma mudança nas taxas líquidas de retorno. Outras medidas que causam intranquilidade no mercado produzem efeito semelhante, pois tendem a afetar o nível de risco de certos ativos.

A elasticidade de substituição entre certos ativos demonstrou ser elevada. Assim, por exemplo, uma queda na taxa de retorno de Depósitos a Prazo, resultante de uma determinada política, pode ser totalmente inofensiva quanto aos seus efeitos sobre o mercado como um todo, dada a perfeita substituição por Cadernetas de Poupança e, em menor grau, por outros ativos. Se a política monetária ou de crédito pretende controlar o estoque de ativos é, portanto, imprescindível que a política fiscal de incentivos seja consistente com esses objetivos.