

Análise do setor monetário da economia brasileira *

ERNANI TEIXEIRA **

BENJAMIN KLEIN ***

I — Introdução

Vários trabalhos recentes exprimem o estoque real demandado de moeda como uma função da renda real, ou riqueza, e do custo de oportunidade de reter moeda. Os estudos empíricos têm mostrado que o conceito de renda real permanente substitui com vantagens a renda real observada ou a medida de riqueza. Nestes mesmos estudos, a taxa de juros tem sido comumente identificada como o custo de oportunidade de reter moeda, tratamento este falho, pois não reconhece a distinção importante entre o “preço” da moeda e o “preço” de seus substitutos. Ou, a rigor, se esta distinção for implicitamente reconhecida, a taxa de juros incluída na função de demanda de moeda representa a diferença entre aqueles “preços”, embora para isso a taxa de retorno da moeda tenha de ser considerada nula, o que implica que a atual proibição de pagamentos de juros sobre depósitos à vista teria que ser efetiva.

Este trabalho tem dois objetivos, ambos baseados em avanços teóricos recentes propostos por Klein.¹ Em primeiro lugar, identificar

* Este artigo baseia-se na tese de doutoramento, inédita, de Ernani Teixeira, “Money Demand, Money Supply and Prices in Brazil 1950-72” (Los Angeles: Universidade da Califórnia, 1975).

** Da Universidade Federal de Minas Gerais e da Fundação João Pinheiro.

*** Da Universidade da Califórnia, Los Angeles (UCLA).

¹ B. Klein, “Competitive Interest Payments on Bank Deposits and the Long-Run Demand for Money”, in *American Economic Review*, vol. 64 (dezembro de 1974), pp. 931-49, e “The Demand for Quality-Adjusted Cash Balances: Price Uncertainty in the U.S. Demand for Money Function”, in *Journal of Political Economy*, vol. 85 (agosto de 1977), pp. 691-715.

as variáveis-preço mais adequadas à função de demanda de moeda, sob a hipótese de que a proibição de pagamentos de juros sobre depósitos à vista se mostra inefetiva. Com este intuito é testada a significância dos pagamentos de juros implícitos sobre depósitos e, em seguida, os resultados são comparados com outras formas de demanda de moeda, que pressupõem efetiva essa proibição. Os efeitos da incerteza quanto a preços são também analisados. O segundo objetivo é desenvolver um modelo mais completo para a análise do setor monetário da economia brasileira, a fim de levar em conta a interdependência entre demanda e oferta de moeda.

A Seção 2 introduz a função de demanda de moeda, onde o preço desta e de seus substitutos são as variáveis-preço relevantes. Estas variáveis-preço são, então, operacionalmente definidas. Considera-se que, devido à concorrência, os bancos comerciais encontram formas alternativas de pagamentos de juros implícitos e competitivos sobre depósitos à vista. Assim, esses pagamentos são estimados através de uma medida rudimentar dos custos marginais dos bancos comerciais e supõe-se que todo "excesso" de lucro é transferido indiretamente para os depositantes. É, também, derivada e adicionada à função de demanda de moeda uma estimativa de incerteza de preços a curto prazo, isto é, a quantidade não prevista da variação de preços. Em seguida são apresentadas as evidências empíricas do modelo. Embora não seja possível obter uma conclusão definitiva sobre a forma funcional mais adequada para a demanda de moeda, os resultados são significativamente superiores aos de outros modelos alternativos, que consideram inteiramente efetiva a proibição de pagamentos de juros. Os resultados mostram também que os indivíduos reagem a um aumento da incerteza dos preços, retendo maior quantidade de moeda. Os efeitos da correção monetária, introduzida no Brasil em 1964, são testados, além da referida incerteza, e os resultados empíricos indicam que esta diminuiu deste aquela data.

A Seção 3 analisa a oferta de moeda e deriva um multiplicador que considera as características das instituições brasileiras. Uma consequência da função dual do Banco do Brasil — que, além de constituir uma das autoridades monetárias, é também banco comercial — é que os depósitos do público nele feitos fazem parte da base monetária. Conseqüentemente, o multiplicador monetário é geralmente

menor no Brasil do que em outros países, mas, em compensação, as autoridades têm a seu dispor um instrumento de política incomum, isto é, variando os empréstimos do Banco do Brasil ao público as autoridades contam com um instrumento extra de controle da base monetária. A mesma seção identifica os determinantes do multiplicador monetário no Brasil e seus resultados empíricos, mais uma vez, confirmam a hipótese de que os bancos comerciais pagam, ainda que indiretamente, juros sobre depósitos à vista.

A Seção 4 resume o modelo “completo” para o setor monetário brasileiro, traçando as relações entre oferta e demanda de moeda, sendo que a Seção 5, finalmente, resume as conclusões do trabalho.

2 — Demanda de moeda

O objetivo desta seção é testar algumas hipóteses expostas em estudos anteriores sobre a demanda de moeda. Especificamente, a preocupação central será verificar se as conclusões obtidas por Klein, referentes à distinção entre o preço da moeda e o de seus substitutos, se aplicam à economia brasileira. Além disso, uma vez que nossa economia tem experimentado taxas substanciais de inflação, os efeitos da expectativa de crescimento e de incerteza dos preços são, também, estudados.

2.1 — A função de demanda de moeda

Pela maximização de uma função de utilidade individual obtém-se a função de demanda de moeda:²

$$(M/P)^d = f(Y_p, P_M, P_S) \quad (1)$$

onde (M/P) representa o estoque real de moeda, Y_p a renda real permanente, P_M o valor dos serviços monetários por cruzeiro re-

² Ver B. Klein, “Competitive Interest...”, *op. cit.*, pp. 931-933.

tido sob a forma de moeda³ e P_s o valor dos serviços monetários por cruzeiro retido sob a forma de ativos substitutos da moeda.

A variável P_M pode ser considerada o próprio preço da moeda e é definida como $(i - r_M)$, isto é, o custo marginal alternativo da retenção da moeda por unidade de tempo, onde i é a taxa de retorno de um título que não gera serviços monetários e r_M o retorno da moeda. Por sua vez, a variável P_s pode ser considerada como o preço cruzado da moeda e é definida como $(i - r_s)$, isto é, o preço pago pelo fluxo de serviços de um cruzeiro retido sob a forma de ativos substitutos, onde r_s representa a taxa de juros de curto prazo.

O retorno marginal da moeda (r_M) é definido como uma média ponderada de juros pagos sobre o papel-moeda — que são iguais a zero — e os depósitos à vista. Já os juros sobre os depósitos bancários são estimados medindo-se os custos marginais dos serviços gerados por um cruzeiro de depósito, supondo-se que a concorrência entre bancos força cada um deles a transferir para seus depositantes, abertamente ou não, todo o lucro adicional de suas contas de depósitos. Com tais suposições, obtém-se⁴ a taxa de juros “competitiva” sobre os depósitos, paga pelos bancos comerciais, como:

$$r_D = r_s [1 - (R_m/D)] \quad (2)$$

onde R_m/D representa a fração média de reservas por depósitos. Por conseguinte, o retorno marginal sobre a moeda corresponde a:

$$r_M = r_s [1 - (H/M)] \quad (3)$$

onde H , a base monetária, compreende o papel-moeda (C), mais as reservas bancárias (R_m), e M , o estoque de moeda, é igual ao papel-moeda em poder do público (C), mais os depósitos à vista (D).

³ *Rental Price*.

⁴ Ver B. Klein, “Competitive Interest...”, *op. cit.*, pp. 935-936.

A demanda de moeda expressa pela equação (1) difere do modelo típico de muitos estudos empíricos, geralmente representada simplesmente por:

$$(M/P)^d = h(Y_p, r_s) \quad (4)$$

Assim, verifica-se que muitos dos estudos anteriores têm, implicitamente, formulado duas hipóteses: (a) a variável preço relevante na função de demanda de moeda é a diferença entre o próprio preço e o preço cruzado da moeda ($P_M - P_S$), que é equivalente a $(r_s - r_M)$; e (b) os juros sobre a moeda são iguais a zero.

Além das variáveis acima, postulamos também que a variabilidade da taxa de inflação no Brasil gera alguma incerteza sobre os preços, com efeitos diretos sobre o estoque demandado de moeda. Muitas das discussões sobre os efeitos da inflação sobre a demanda de moeda se baseiam na hipótese de que os indivíduos formam expectativas sobre a variação de preços que representam a taxa, na qual se espera que o valor real da moeda venha a declinar. Este tipo de discussão supõe, implicitamente, uma distribuição *ex-ante* de probabilidade das variações de preços, sendo a taxa esperada a média da distribuição de probabilidade. Porém o intervalo de confiança dessa estimativa (isto é, a variância da distribuição de probabilidade) é ignorado e, implicitamente, considerado igual a zero.

Neste trabalho, consideramos que a taxa esperada de inflação obedece à igualdade de Fisher e está incluída na taxa de juros de curto prazo (r_s). A preocupação, agora, concentra-se no intervalo de confiança da taxa estimada de inflação como uma medida de incerteza de preços. Em princípio, a inflação observada pode igualar-se, na média, à inflação esperada, mas, mesmo assim, pode subsistir uma incerteza significativa sobre o nível da taxa. Apresentamos, na subseção seguinte, a maneira pela qual a incerteza foi mensurada.

2.2 — Resultados empíricos

É difícil obter dados fidedignos sobre a taxa de juros de curto prazo relativos à economia brasileira, já que por definição r_s cor-

responde operacionalmente à taxa de juros cobrada pelos bancos comerciais sobre empréstimos de curto prazo. Por lei, a taxa de juros é limitada em 12% ao ano. Os bancos comerciais, entretanto, encontraram formas imaginosas para cobrar juros mais elevados, sem infringir diretamente a lei, sendo a prática mais comum a cobrança de emolumentos acima da taxa de juros legal, mormente nos anos de inflação mais intensa. Outra forma usada para aumentar a taxa de juros efetiva tem sido a exigência por parte dos bancos para que os tomadores deixem parte dos empréstimos sob a forma de depósitos, contra os quais não podem emitir cheques.⁵ A maioria dos problemas que resultam de dados pouco confiáveis sobre taxa de juros pode ser contornada com a série estimada por Christoffersen, com base numa amostra de 21 bancos comerciais do Brasil.⁶

Não há dados sobre i , taxa de juros de longo prazo, e sendo assim a equação (1) não pode ser diretamente estimada, embora possa fornecer resultados aproximados, incluindo explicitamente as séries de r_s e r_M . Usando dados médios anuais e as definições acima, a especificação mais próxima da equação (1) forneceu o seguinte resultado para o período 1950/72, com o método de mínimos quadrados simples (MQS):

$$\log (M/P) = 2,213 + 0,623 \log y - 2,624 r_s + 4,446 r_M \quad (5)$$

(7,37) (3,44) (2,85)

$$R^2 = 0,979$$

$$D.W. = 1,26$$

$$S.E. = 0,0492$$

⁵ Esses depósitos, conseqüentemente, não fazem parte do estoque de moeda, sendo seu valor entretanto desconhecido. Porém, se eles forem uma proporção constante do total de depósitos, os resultados não diferirão, caso sejam incluídos na definição da moeda. Ver M. H. Simonsen, "Inflation and the Money and Capital Markets of Brazil", in M. Ellis (ed.), *The Economy of Brazil* (Berkeley: University of Califórnia Press, 1969), pp. 133-161.

⁶ L. Christoffersen, "Taxas de Juros e a Estrutura de um Sistema de Bancos Comerciais em Condições Inflacionárias", in *Revista Brasileira de Economia*, vol. 23 (abril/junho de 1969), pp. 5-34.

onde M/P representa o conceito de moeda, compreendendo o papel-moeda em poder do público, mais os depósitos à vista e a prazo dos bancos comerciais até 120 dias, y , a renda, é medida como o produto interno real, os números entre parênteses, abaixo das estimativas dos coeficientes, correspondem aos valores de t , R^2 representa o coeficiente de determinação múltipla, D.W. a estatística de Durbin-Watson, S.E. a estimativa do erro-padrão da regressão e, finalmente, \log representa logaritmos naturais.

As estimativas da elasticidade-renda e da sensibilidade à taxa de juros mostram os sinais esperados e são estatisticamente significantes ao nível de 0,5%, enquanto a estatística D.W. indica que o teste de autocorrelação serial de primeira ordem nos resíduos é inconclusivo ao nível de 5% de significância. Já a técnica iterativa de Cochrane-Orcutt (COC), como forma de eliminar possíveis autocorrelações nos resíduos, forneceu o seguinte resultado:

$$\log (M/P) = 2,969 + 0,548 \log y - 3,509 r_x + 6,186 r_M \quad (6)$$

(4,56) (3,27) (2,91)

$$R^2 = 0,981$$

$$D.W. = 1,65$$

$$S.E. = 0,0461$$

$$\rho^* = 0,16$$

Para sua avaliação mais completa, estes resultados devem ser comparados com algumas estimativas-padrão de demanda de moeda. Como primeiro passo, a equação (4), com a taxa de juros repre-

sentando o “custo de oportunidades de reter moeda”, estimada por mínimos quadrados e apresentada abaixo, como referência:⁷

$$\log (M/P) = 0,189 + \frac{0,831}{(16,42)} \log y - \frac{0,546}{(2,09)} r_s \quad (7)$$

$$R^2 = 0,971$$

$$D.W. = 1,25$$

$$S.E. = 0,0573$$

A equação (5), que leva em conta explicitamente os pagamentos de juros sobre a moeda, apresenta um coeficiente de determinação superior e uma estimativa de erro-padrão de regressão inferior à da equação de referência (7). A fração, resultante da divisão da estimativa do erro-padrão de regressão (5) pela estimativa do erro-padrão da equação de referência, pode ser considerada uma medida de redução na soma dos quadrados. Se ela for menor que a unidade, significa que os resultados da equação (5) têm maior poder explicativo do que os da equação de referência. No caso, esta fração se iguala a 0,85, o que mostra certa melhoria na função de demanda da moeda.

Quando os pagamentos de juros sobre a moeda são incluídos na regressão, a estimativa da elasticidade-renda da demanda de moeda se reduz. Isto é decorrência do fato de que a estimativa da elasticidade-renda, incluída na regressão de referência, engloba dois efeitos: por um lado, o aumento da renda real causa um aumento no estoque demandado de moeda em termos reais; por outro, a razão entre o papel-moeda e os depósitos diminui,⁸ fazendo com que os

⁷ A estimativa com a técnica Cochrane-Orcutt para a equação de referência corresponde a:

$$\log (M/P) = 0,061 + \frac{0,842}{(12,22)} \log y - \frac{0,535}{(1,59)} r_s$$

$$R^2 = 0,972$$

$$D.W. = 1,86$$

$$S.E. = 0,0542$$

$$\rho^* = 0,37$$

⁸ Ver Seção 3.

pagamentos de juros sobre a moeda aumentem, gerando então novo aumento do estoque demandado. Conseqüentemente, a equação (5) é mais adequada, por isolar os dois tipos de efeitos.

Além disso, a elasticidade da demanda em relação à taxa de juros estimada pela regressão (7) apresenta algumas deficiências. Uma vez que esta regressão omite os juros pagos sobre a moeda, a estimativa reflete o efeito cruzado, sem manter constante a taxa própria. Como r_s entra na equação que define r_M , os pagamentos de juros sobre a moeda e sobre seus substitutos são positivamente correlacionados um com o outro. Como influenciam a demanda de moeda em direções opostas, a estimativa da elasticidade-juro será viesada para baixo. Quando os pagamentos de juros sobre a moeda são incluídos na regressão, a estimativa do seu efeito de curto prazo é multiplicado, em magnitude, por um fator próximo de cinco. Como as regressões estão na forma semilogarítmica, os coeficientes da taxa de juros de curto prazo não representam a elasticidade-juro, mas, ao contrário, uma medida de mudança percentual na quantidade demandada de moeda, proveniente da variação de um ponto de percentagem na taxa de juros. Não obstante, se $\log M = br$, daí $d \log M/dr = b$; mas desde que $d \log r = dr/r$, a elasticidade-juro $d \log M/d \log r$ é, então, dada por br . Tomando-se a taxa média de juros de todo o período, obtêm-se as elasticidades estimadas de 0,582 com relação a r_s e 0,574 com relação a r_M com a regressão (5) e 0,121 para r_s com a regressão (7).

Entretanto o fato de a "verdadeira" elasticidade-juro da demanda de moeda, convenientemente estimada com o modelo (5), ser maior do que se supunha anteriormente não deve, necessariamente, ser considerado uma refutação àqueles que acreditam ser pequena a elasticidade-juro da demanda de moeda. Estes resultados mostram que a magnitude do efeito depende daquilo que se considera como constante, e o que tem de ser mantido constante varia segundo os objetivos dos testes.

A regressão (5) testa a significância do retorno competitivo da moeda e uma das formas de especificação, incorporando o preço de serviços monetários. Neste caso particular, a regressão está especificada numa forma semilogarítmica, com a inclusão simultânea de ambas as taxas de juros (r_s e r_M). Embora a carência de dados sobre

taxas de juros de longo prazo dificulta os testes empíricos, é possível testar a hipótese de Seldon e Lee,⁹ de que a variável-preço relevante corresponde à diferença entre as taxas de retorno do ativo substituto e da moeda ($r_s - r_M$), que é equivalente a $(P_M - P_s)$. A técnica de mínimos quadrados fornece a seguinte regressão:¹⁰

$$\log (M/P) = 0,586 + \underset{(24,93)}{0,792 \log y} - \underset{(2,86)}{1,258 (r_s - r_M)} \quad (8)$$

$$R^2 = 0,975$$

$$D.W. = 1,30$$

$$S.E. = 0,0533$$

O resultado com a taxa de juros "líquida" é inferior ao encontrado com a regressão (5), com um erro-padrão de regressão mais elevado. Portanto, a regressão com os efeitos separados sobre a demanda de moeda supera a do efeito líquido. Entretanto a especificação funcional "correta" para a demanda de moeda é ainda uma questão aberta, já que uma de suas formas não pôde ser testada.

Os resultados até agora apresentados ilustram a significância da variável r_M , embora não tenham nos permitido chegar a uma con-

⁹ Seldon e Lee medem juros sobre depósitos à vista como sendo o negativo das taxas cobradas pelos serviços bancários, considerando, portanto, que a proibição de pagamentos de juros sobre depósitos na economia americana tem sido também totalmente efetiva, ignorando-se completamente tais pagamentos, quando implícitos. Ver T. Seldon, "Monetary Velocity in the United States", in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money* (Chicago: University of Chicago Press, 1956), pp. 179-257; e T. H. Lee, "Alternative Interest Rates and the Demand for Money", in *American Economic Review* (dezembro de 1967), vol. 57, pp. 1.168-81.

¹⁰ As estimativas correspondentes usando o método de Cochrane-Orcutt são:

$$\log (M/P) = 0,475 + \underset{(17,54)}{0,803 \log y} - \underset{(2,31)}{1,341 (r_s - r_M)}$$

$$R^2 = 0,975$$

$$D.W. = 1,84$$

$$S.E. = 0,0510$$

$$\rho^* = 0,48$$

clusão definitiva sobre a especificação funcional do modelo. A mera comparação dos resultados mostra a superioridade da regressão (5), que usa juros competitivos sobre a moeda, em relação à regressão (7), que supõe nulos os pagamentos de juros. Os pagamentos implícitos de juros podem ser feitos sob várias formas, mas elas não são objeto deste trabalho.¹¹ Entretanto, acredita-se que taxas de juros diferenciadas e/ou reduzidas incidentes sobre os empréstimos, combinadas com os saldos médios, constituem o principal caminho pelo qual tais pagamentos são feitos.

Reportando-nos à equação (3), podemos verificar que H/M figura diretamente na definição do retorno marginal da moeda (r_M). Como veremos na seção seguinte, o saldo dos depósitos do público no Banco do Brasil deve ser adicionado ao papel-moeda e às reservas dos bancos comerciais, para se definir a base monetária. Se é este o caso, os pagamentos de juros sobre a moeda podem ser definidos de maneira ligeiramente diferente, a saber:

$$r_{MI} = r_s [I - (B/M)] \quad (9)$$

onde B corresponde ao papel-moeda em poder do público (C), mais reservas dos bancos comerciais (R_m) e mais os depósitos do público no Banco do Brasil (D^{BB}).

Os resultados empíricos obtidos com r_{MI} em lugar de r_M estão resumidos na Tabela 1. Comparando-se os resultados, vê-se que a significância do efeito da variável pagamentos de juros sobre a moeda é mais baixa quando medida por r_{MI} . Portanto, a medida adequada de pagamento de juros sobre a moeda é obtida pela definição restrita da base monetária, que exclui os depósitos do público no Banco do Brasil. Isto pode ser explicado pelo fato de que esse banco, sendo uma das autoridades monetárias, não se sujeita ao requisito de reserva legal. Desse modo, o custo marginal de produção de seus depósitos é igual a zero. A conclusão a que se chega é que, embora a definição apropriada da base monetária para ana-

¹¹ Teoricamente, os pagamentos de juros sobre depósitos à vista são proibidos no Brasil desde 1968, mas mesmo antes, quando eram permitidos, os tetos impostos pelo Governo tornavam os juros explícitos insignificantes, se comparados às taxas de inflação.

TABELA 1

A demanda de moeda no Brasil — dados anuais no período 1950/72

Métodos	Constante	log y	r_s	r_M	$(r_s \dots r_M)$	R^2	D.W.	S.E.
Mínimos Quadrados.....	2,053	0,631 (6,29)	1,802 (2,95)	4,823 (2,23)		0,977	1,42	0,0523
Cochrane-Oreutt..... $\rho^* = 0,20$	1,910	0,647 (5,19)	-1,815 (2,37)	4,711 (1,80)		0,976	1,75	0,0515
Mínimos Quadrados.....	0,415	0,807 (21,18)			0,827 (2,45)	0,972	1,30	0,0555
Cochrane-Oreutt..... $\rho^* = 0,35$	0,289	0,819 (15,31)			0,841 (1,91)	0,973	1,85	0,0530

lisar a oferta de moeda inclua os depósitos recebidos pelas autoridades monetárias através do Banco do Brasil, em se tratando da demanda de moeda, tais depósitos são excluídos do cômputo dos pagamentos dos juros implícitos.

O passo seguinte será verificar os efeitos da incerteza de preços sobre a demanda de moeda. Para tal, é necessário obter uma medida do intervalo de confiança da taxa esperada de inflação. Uma forma de medir essa incerteza de preços a curto prazo é imaginar como auto-regressivo o processo estocástico da taxa de inflação, podendo a incerteza de preços ser, então, calculada através da estimativa do erro-padrão da seguinte regressão:

$$(\dot{P}/P)_t = a_0 + a_1 (\dot{P}/P)_{t-1} + \varepsilon \quad (10)$$

onde (\dot{P}/P) representa a taxa de inflação atual, t o tempo e ε o erro. Foram estimadas regressões sucessivas, cada qual com seis observações. Os erros-padrão das sucessivas regressões formam uma série que representa a variável incerteza de preço a curto prazo, que denominaremos δ_s . Teoricamente, δ_s pode figurar na função de demanda de moeda, com sinal positivo ou negativo. Porém, se o fluxo de serviços for proporcional ao estoque real de moeda e se a demanda for inelástica em relação à taxa de juros, a relação entre incerteza de preço e demanda de moeda será, então, definitivamente positiva.¹² Os resultados, obtidos com a incerteza de preço incluída na regressão, estão resumidos na Tabela 2.

A variável incerteza de preço figura na demanda de moeda com efeito positivo e estatisticamente significativo, ao nível de confiança de 0,95, exceto quando as variáveis taxas de juros figuram como a diferença $(r_s - r_M)$. O baixo valor da estatística D. W., quando o método de mínimos quadrados é usado, indica autocorrelação serial de primeira ordem, e portanto as estimativas não apresentam variância mínima. O método iterativo de Cochrane-Orcutt foi empregado para eliminar a autocorrelação serial, e suas estimativas estão também incluídas na Tabela 2. Elas mostram uma melhoria considerável da estatística t para o coeficiente estimado de δ_s na regressão

¹² Ver discussão mais detalhada em Klein, "Competitive Interest...", *op. cit.*

TABELA 2

A demanda de moeda no Brasil: a inclusão da incerteza nos preços
(δ_s) — dados anuais no período 1950/72

Métodos	Constante	log y	r_x	r_M	$(r_s - r_M)$	δ_s	R^2	D.W.	S.E.
Mínimos Quadrados.....	2,692	0,579 (7,08)	-3,926 (4,08)	6,185 (3,66)		0,513 (2,00)	0,983	1,17	0,0457
Cochrane-Orcutt..... $\rho^* = 0,46$	3,254	0,523 (4,70)	- 4,620 (4,13)	7,535 (3,67)		0,557 (2,09)	0,985	1,60	0,0423
Mínimos Quadrados.....	0,644	0,789 (24,98)			-1,883 (2,70)	0,328 (1,15)	0,976	1,21	0,0529
Cochrane-Orcutt..... $\rho^* = 0,41$	0,519	0,802 (16,57)			- 2,167 (2,73)	0,465 (1,51)	0,978	1,80	0,0495

com a diferença entre as taxas de juros ($r_s - r_M$), embora esse coeficiente não se mostre ainda estatisticamente significativo ao nível de 0,95 de confiança.

Os resultados da Tabela 2 são, de modo geral, superiores aos anteriores, que não incluíam a variável incerteza δ_s .

A correlação entre a variável δ_s e a taxa de inflação é de 0,5, o que mostra estarem elas, em certo grau, correlacionadas. É possível, então, que a variável δ_s da forma como foi definida figure significativamente na função de demanda de moeda, apenas porque corresponde a uma *proxy* para a taxa de inflação corrente. Se assim fosse, as regressões estimadas seriam espúrias. Para testar essa hipótese, foi incluída nas regressões a taxa de inflação corrente em lugar da estimativa δ_s . Os resultados, por exemplo, usando o método de mínimos quadrados são os seguintes:¹³

$$\begin{aligned} \log (M/P) = & 1,632 + 0,682 \log y - 1,552 r_s + \\ & (6,90) \qquad (1,77) \\ & + 2,682 r_M - 0,102 (\dot{P}/P) \\ & (1,71) \qquad (1,12) \end{aligned} \quad (11)$$

$$R^2 = 0,981$$

$$D.W. = 1,29$$

$$S.E. = 0,0488$$

A comparação desses resultados com os anteriores e o fato de a taxa de inflação não se apresentar estatisticamente significativa mostram que a variável δ_s é medida apropriada para captar o efeito da incerteza dos preços a curto prazo.

¹³ As estimativas correspondentes com a técnica de Cochrane-Orcutt são:

$$\log (M/P) = 2,782 + 0,567 \log y - 2,455 r_s + 4,811 r_M - 0,108 (\dot{P}/P)$$

$$(4,14) \qquad (1,73) \qquad (1,84) \qquad (1,18)$$

$$R^2 = 0,984$$

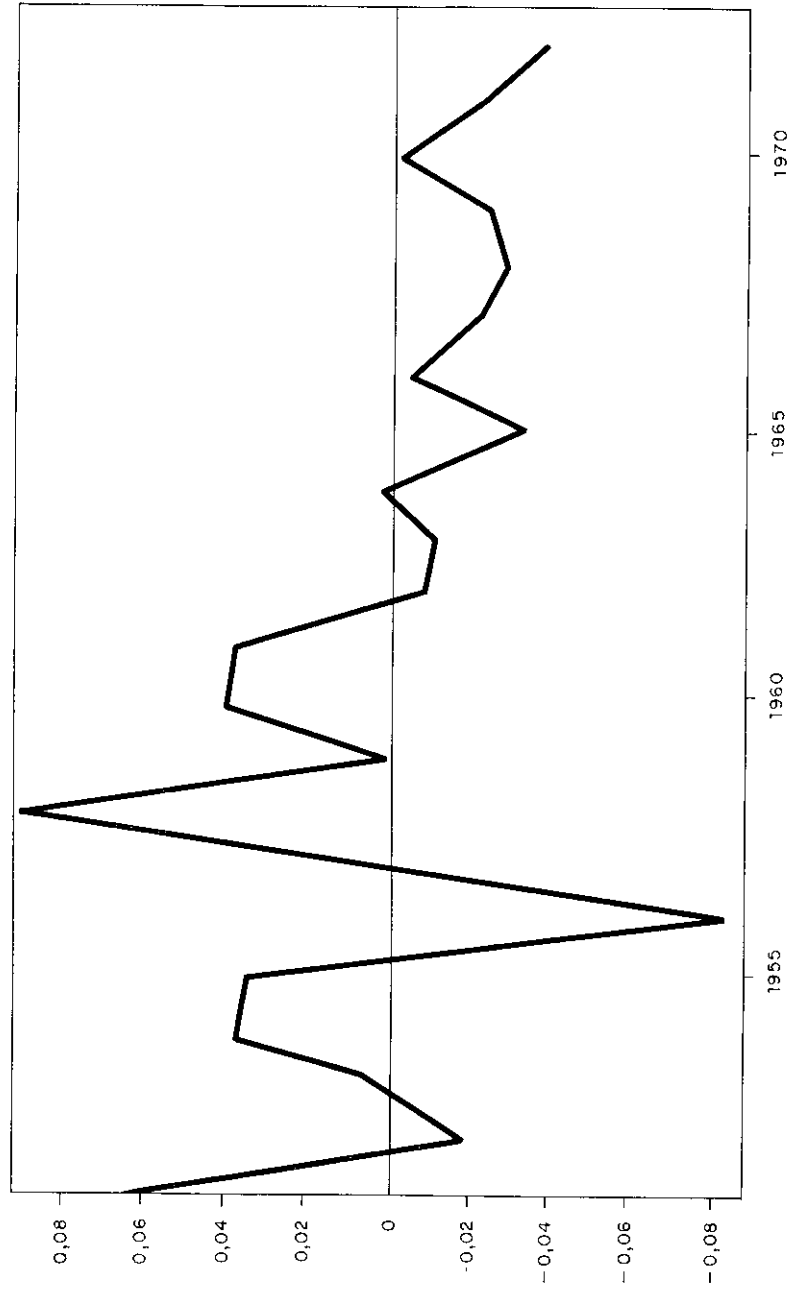
$$D.W. = 1,61$$

$$S.E. = 0,0436$$

$$\rho^* = 0,68$$

Gráfico 1

RESÍDUOS DA SEGUNDA EQUAÇÃO DA TABELA 2 - 1951 / 72



A partir de 1964, o Governo brasileiro introduziu, gradualmente, a instituição da correção monetária. Uma consequência lógica dessa prática é a redução da incerteza dos preços. Portanto, a “verdadeira” incerteza dos preços estaria sendo superestimada pela variável δ_s . Uma vez que esta figura na função com o sinal positivo, o estoque demandado de moeda seria superestimado. Vale dizer, os valores previstos da demanda de moeda seriam maiores do que os observados. Essa hipótese pode ser testada simplesmente pelo gráfico dos resíduos da regressão, o que é feito no Gráfico 1.

Embora simples, o teste sugere que a hipótese mencionada se confirma, pois os resíduos, medidos como o valor observado menos o previsto, ostentam sistematicamente sinais negativos a partir de 1965.

3 — A oferta de moeda

O processo de criação de moeda parte da relação básica, expressa por:

$$M = m B \quad (12)$$

que define a oferta nominal de moeda (M) como um produto do multiplicador monetário (m) e da base monetária (B).¹⁴

O Gráfico 2 mostra o comportamento dessas três variáveis durante o período 1950/72, a Tabela 3 apresenta os valores de M , m e B e as respectivas taxas de variação, ao passo que a Tabela 4 resume as medidas das taxas anuais de variação para todo o período e para dois subperíodos.

Os dados dão uma idéia da importância relativa de cada um dos componentes para as variações da oferta de moeda e mostram, por exemplo, que as mudanças na sua oferta decorrem, principalmente, das mudanças da base monetária. A variação média mais importante do multiplicador ocorreu no subperíodo 1965/72, apresentando uma taxa média de apenas 4% ao ano.

¹⁴ Definições das variáveis são apresentadas adiante nesta mesma seção.

Gráfico 2

O COMPORTAMENTO DA OFERTA DE MOEDA (M), DA BASE MONETÁRIA (B) E DO MULTIPLICADOR MONETÁRIO (m) - 1950 / 72

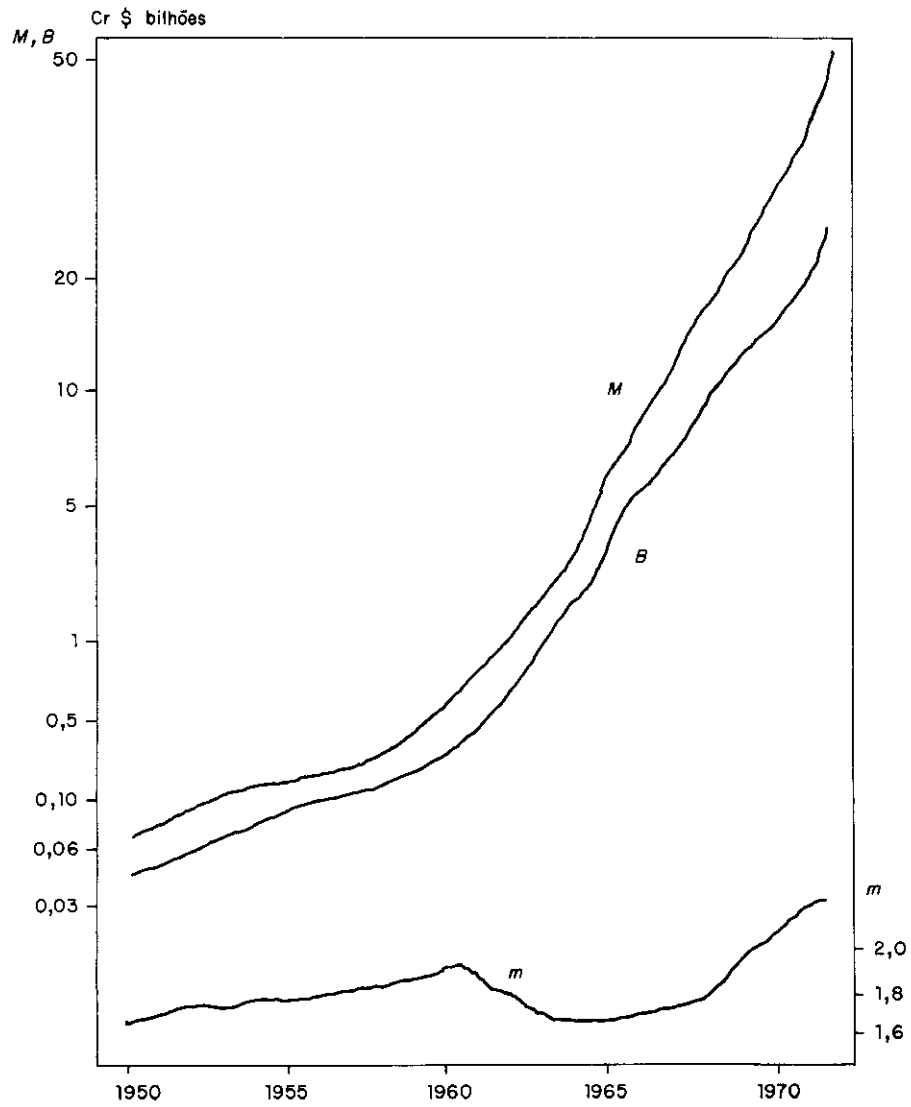


TABELA 3
Oferta de moeda, base monetária e multiplicador: valores absolutos
e taxas de variação - 1950/72

Anos	M		B		m	$\frac{\Delta M}{M}$	$\frac{\Delta B}{B}$	$\frac{\Delta m}{m}$	Interação
	Cr\$ Milhões								
1950	61,4		37,7		1,629	0,221	0,201	0,017	0,003
1951	77,1		45,8		1,683	0,256	0,215	0,033	0,008
1952	88,3		51,5		1,715	0,145	0,124	0,019	0,002
1953	104,2		61,2		1,703	0,180	0,188	0,007	-0,001
1954	128,5		73,1		1,758	0,233	0,194	0,032	0,007
1955	152,9		88,5		1,728	0,190	0,211	0,017	-0,004
1956	183,8		103,2		1,781	0,202	0,166	0,031	0,005
1957	225,6		126,5		1,783	0,227	0,226	0,001	0,000
1958	301,6		166,8		1,808	0,337	0,319	0,014	0,004
1959	385,4		212,3		1,815	0,278	0,273	0,004	0,001
1960	540,3		285,5		1,892	0,402	0,345	0,042	0,015
1961	782,0		436,0		1,794	0,447	0,527	-0,052	-0,028
1962	1.214,0		690,0		1,759	0,552	0,583	0,020	-0,011
1963	1.927,0		1.155,0		1,668	0,587	0,674	0,052	0,035
1964	3.564,0		2.171,0		1,642	0,850	0,880	-0,016	-0,014
1965	6.533,0		3.940,0		1,658	0,833	0,815	0,010	0,008
1966	8.842,0		5.366,0		1,648	0,353	0,362	-0,006	-0,003
1967	12.090,0		7.076,0		1,710	0,368	0,319	0,038	0,011
1968	17.086,0		9.544,0		1,790	0,412	0,349	0,047	0,016
1969	22.598,0		11.912,0		1,897	0,323	0,248	0,060	0,015
1970	29.044,0		14.265,0		2,036	0,285	0,198	0,073	0,014
1971	37.904,0		17.938,0		2,113	0,305	0,257	0,038	0,010
1972	49.653,0		23.302,0		2,131	0,310	0,299	0,009	0,002

TABELA 4

Oferta de moeda, base monetária e multiplicador: taxa média anual de variação

Períodos	Taxa de Variação Média		
	<i>M</i>	<i>B</i>	<i>m</i>
1950/64	31,1	31,0	0,1
1965/72	28,9	24,9	4,0
1950/72	33,8	32,2	1,6

O passo seguinte consiste em explicar as mudanças sistemáticas da oferta de moeda e de cada um dos seus componentes. Num sistema monetário onde somente as autoridades governamentais têm o direito de expandir a base monetária e os bancos comerciais somente o de criar moeda na forma de depósitos o processo de sua criação é relativamente simples. Define-se a oferta de moeda como:

$$M = C + D \quad (13)$$

onde *C* representa o papel-moeda em poder do público e *D* os depósitos à vista. Em seguida, define-se a base monetária (*B'*) como:

$$B' = C + R \quad (14)$$

onde *R* representa o total de reserva dos bancos comerciais. Mediante manipulação algébrica das equações (13) e (14) obtém-se a expressão:

$$M = \frac{1 + (C/D)}{(C/D) + (R/D)} B' \quad (15)$$

ou:

$$M = m' B' \quad (16)$$

onde:

$$m' = \frac{1 + (C/D)}{(C/D) + (R/D)} \quad (17)$$

Conseqüentemente, para compreendermos o processo de oferta de moeda em sua totalidade, no sistema acima descrito, é necessário, em primeiro lugar, explicar as frações C/D e R/D e, em seguida, os determinantes sistemáticos da base monetária (B).

Para se obter uma expressão para o multiplicador monetário no Brasil, são necessárias algumas mudanças nas relações acima, a fim de adaptá-las à estrutura institucional brasileira. A mudança fundamental refere-se ao fato de que, no Brasil, a criação de moeda através da expansão de depósitos não é somente uma prerrogativa dos bancos comerciais, mas também das autoridades. Este fato peculiar é uma conseqüência do modo pelo qual as autoridades se organizaram. Há superposição de duas instituições, isto é, o Banco Central do Brasil e o Banco do Brasil. Este último, além de ser o agente financeiro das autoridades monetárias, opera também como banco comercial comum.

A base monetária é definida como obrigações das autoridades monetárias em poder do público. Conseqüentemente, o fato de as autoridades receberem depósitos do público através do Banco do Brasil mostra que o saldo desses depósitos deve ser somado ao papel-moeda e às reservas dos bancos comerciais, para obtermos o conceito de base monetária, a qual deve ter o formato:

$$B' = C + R + D^{BB} \quad (18)$$

onde D^{BB} representa o saldo dos depósitos do público no Banco do Brasil.

Uma implicação da função dupla do Banco do Brasil é que o multiplicador monetário no Brasil é menor que o de muitos outros países. Porém, através do controle dos adiantamentos do Banco do Brasil ao setor privado, as autoridades têm um instrumento inco-mum para o controle da base monetária.

A segunda modificação necessária se refere às reservas (R), que são definidas como o total das compulsórias e voluntárias, manti-

das pelos bancos comerciais ou depositadas junto às autoridades. O fato peculiar nesse caso é que no Brasil os bancos comerciais podem reter parte das reservas, na forma de títulos governamentais. Como estes rendem juros e correção monetária, os bancos comporão suas reservas usando a proporção máxima permitida, com o fim de obter um retorno sobre as mesmas, as quais, de outra forma, nada renderiam.

Assim, uma correção deve ser feita nas reservas (R), para se considerar a parte retida sob a forma de títulos, e a base será, então, expressa como:

$$B = C + R_m + D^{BB} \quad (19)$$

onde:

$$R_m = R - R_t \quad (20)$$

e R_t representa o valor das reservas sob a forma de títulos.

Usando-se, então, as expressões (13) e (19), o multiplicador monetário pode ser definido, e dividindo-se a primeira expressão pela segunda obtém-se:

$$\frac{M}{B} = \frac{C + D}{C + R_m + D^{BB}} \quad (21)$$

Como cada componente pode exibir comportamento diferente de outros, a fórmula do multiplicador deve considerar a preferência do público por diferentes tipos de moeda. Para este fim, cada componente pode ser expresso como fração dos depósitos. O mesmo acontece com as reservas, de tal forma que, dividindo-se a expressão (21) pelo valor dos depósitos (D) e multiplicando-se o resultado pela base monetária (B) podemos expressar a oferta de moeda da seguinte maneira:

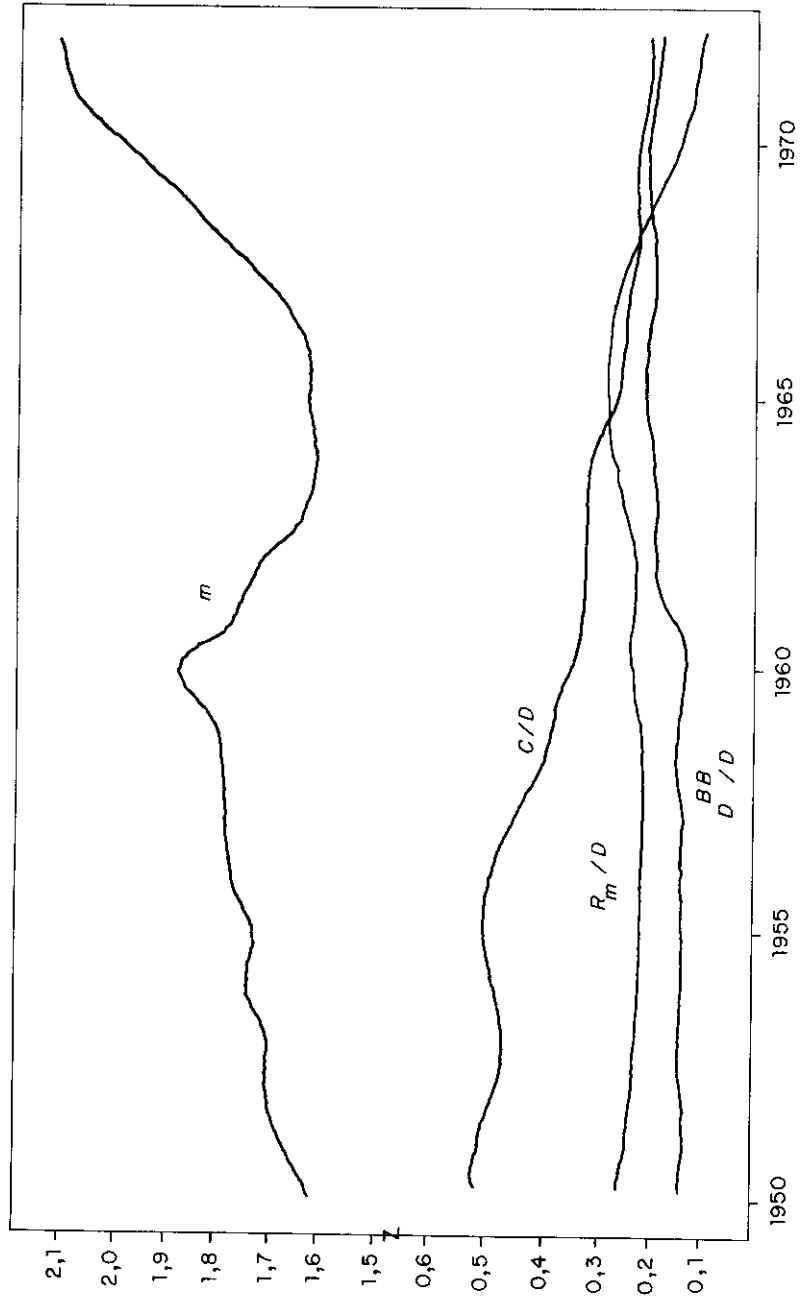
$$M = \frac{1 + (C/D)}{(C/D) + (R_m/D) + (D^{BB}/D)} B \quad (22)$$

ou:

$$M = m B \quad (23)$$

Gráfico 3

MULTIPLICADOR MONETÁRIO E OS SEUS COMPONENTES — 1950 / 72



onde:

$$m = \frac{1 + (C/D)}{(C/D) + (R_m/D) + (D^{BB}/D)} \quad (24)$$

Estas expressões mostram que a oferta de moeda é o resultado da base monetária vezes o multiplicador e que este depende de três relações: a proporção entre papel-moeda e depósitos que o público deseja conservar (C/D), a taxa de reserva que o sistema bancário pretende manter (R_m/D) e a preferência do público por depósitos no Banco do Brasil (D^{BB}/D).

Dada a base monetária, que neste estudo é considerada exógena ou totalmente controlada pelas autoridades, o processo de oferta de moeda é identificado com a análise dos determinantes do multiplicador.

O Gráfico 3 mostra o comportamento do multiplicador e de suas frações determinantes. O multiplicador exibe uma tendência crescente até 1960, principalmente devido à queda sistemática da fração C/D . De 1960 até 1965, o multiplicador reverteu sua tendência devido a um aumento tanto da taxa de reserva agregada quanto da participação do Banco do Brasil no total dos depósitos, as quais mais do que compensaram o efeito da queda de C/D . A partir de 1965, o multiplicador mostrou tendência crescente mais marcante porque, além da ainda decrescente fração C/D , a taxa de reserva tornou-se também declinante.

3.1 — A relação C/D

Uma vez decidido o estoque real de moeda a ser demandado, os indivíduos têm, ainda, de decidir-se quanto à proporção desejada entre papel-moeda corrente e depósitos bancários.

Freqüentemente, usa-se o argumento de que, à medida que um país se desenvolve e se familiariza com as instituições bancárias, o público tenderá a manter uma porção maior de seus encaixes monetários sob a forma de depósitos, de tal forma que a relação papel-moeda/depósitos (C/D) tende a declinar com o tempo. Quanto às

flutuações de curto prazo, são explicadas na base de ajustes sazonais.

Se a moeda é considerada um bem superior, um aumento da renda real, mantidas constantes as outras variáveis, causará um aumento no estoque real demandado de moeda. Esta foi definida como a soma de papel-moeda mais depósitos bancários, e o que pode ser verdade para o estoque total pode não sê-lo para seus componentes. Como assinalou Cagan, espera-se que a proporção de papel-moeda no estoque total de moeda decline à medida que a renda real aumenta, mas "isto não significa que, para um dado nível de renda, os depósitos sejam preferíveis ao papel-moeda, não importa qual seja a proporção de moeda mantida na forma de depósitos; se isso fosse verdade, o papel-moeda não seria retido de modo algum, já que alguns depósitos pagam juros e o papel-moeda não".¹⁵ Na verdade, um cruzeiro extra de depósito somente é preferível a um cruzeiro extra de papel-moeda a partir de um certo nível de encaixe real, isto é, a elasticidade-renda dos depósitos bancários é maior que a de papel-moeda. Portanto, a renda real deve figurar com sinal negativo na explicação da proporção entre papel-moeda e depósitos bancários.

Além da renda real, os indivíduos decidem sobre a proporção entre o papel-moeda e os depósitos de acordo com seus respectivos retornos. O papel-moeda, como foi dito, não paga juros, porém os bancos comerciais pagam juros competitivos sobre depósitos de acordo com a expressão:

$$r_D = r_s [1 - (R_m/D)] \quad (25)$$

É de se esperar que a renda real e a taxa de juros sobre depósitos expliquem uma fração considerável da relação papel-moeda/depósitos. Porém, quando se considera o comportamento dessa relação num país em desenvolvimento, as mudanças na distribuição da renda podem afetar aquela relação se as diferentes classes de renda mos-

¹⁵ P. Cagan, "The Demand for Currency Relative to Total Money Supply", in *Journal of Political Economy*, vol. 66 (agosto de 1958), pp. 303-28.

trarem preferências distintas pelos componentes da moeda.¹⁶ Se, por exemplo, os níveis de renda estiverem correlacionados com educação e esta, por sua vez, afetar a demanda de moeda, uma mudança na distribuição de renda pode afetar tanto a demanda como a relação entre os componentes. Para alguns outros grupos de renda, o papel-moeda pode ser a única forma possível de reter moeda. Assim, a participação do trabalho na renda (YD) pode ser usada para representar o grau de distribuição da mesma.

Para resumir a discussão acima, a função que explica a proporção entre papel-moeda e depósitos pode ser expressa como:

$$C/D = g(y, r_D, YD) \quad (26)$$

onde $\partial(C/D)/\partial y < 0$, $\partial(C/D)/\partial r_D < 0$ e $\partial(C/D)/\partial YD \cong 0$.

Usando dados anuais para o período 1950/72 e o método de mínimos quadrados simples, obtém-se o resultado:

$$\log(C/D) = 4,891 - 0,663 \log Y - 1,342 r_D + 2,079 YD \quad (27)$$

(6,63) (2,84) (2,09)

$$R^2 = 0,971$$

$$D.W. = 1,68$$

$$S.E. = 0,0578$$

As estimativas dos coeficientes têm os sinais esperados e são estatisticamente significantes ao nível de 0,95 de confiança. A estatística D.W. indica que não há autocorrelação de primeira ordem ao nível de 5% de significância. Os resultados confirmam as hipóteses acima discutidas, e as variáveis explicativas se mostram capazes de explicar 97% das variações da proporção entre papel-moeda e depósitos à vista.

¹⁶ Diz verificou que houve uma sensível melhoria nas regressões de demanda de moeda na Argentina, quando considerações sobre distribuição de renda foram introduzidas. Ver A. C. Diz, "Money and Prices in Argentina, 1935-62" in D. Meiselman (ed.), *Varieties of Monetary Experience* (University of Chicago Press, 1970), pp. 69-162.

3.2 — A relação D^{BB}/D

A preferência do público por depósitos no Banco do Brasil decorre, principalmente, dos juros por ele pagos sobre depósitos, em comparação com os outros bancos comerciais. Os bancos comerciais podem pagar juros sobre depósitos até o máximo dado pela equação (25). Uma vez que faz parte das autoridades monetárias, o Banco do Brasil não está sujeito ao requisito de reserva legal. Conseqüentemente, num sistema de concorrência entre os bancos comerciais, ele pode pagar juros sobre depósitos, até um máximo igual a r_s (a taxa de juros de curto prazo), medida aqui pela taxa de juros sobre empréstimos dos bancos comerciais. Portanto, a razão, ou a diferença entre as variáveis juros (r_D e r_s), faz parte da função explicativa da preferência do público por depósitos no Banco do Brasil (D^{BB}/D).

Uma vez que essa fração é explicada, principalmente, por fatores de concorrência entre o Banco do Brasil e os demais bancos comerciais, uma variável, representando o grau de "agressão" daquele banco, pode também melhorar o ajuste da função. Uma dessas variáveis poderia ser a participação do Banco do Brasil no número total de agências e escritórios de todos os bancos comerciais, aqui representada por AG . Tal variável pode comportar algum poder explicativo, dada a estrutura de pagamentos no Brasil, que ocorre principalmente através de transferências bancárias.

A relação entre os depósitos no Banco do Brasil e o total dos depósitos em todos os bancos comerciais depende, também, dos serviços que aquele banco oferece, em comparação com os dos demais. Como esses serviços estão relacionados com o nível de renda, seus efeitos podem ser indiretamente medidos pela introdução da variável renda na função D^{BB}/D .

Portanto, a função da preferência do público por depósitos no Banco do Brasil pode ser expressa como:

$$D^{BB}/D = l(y, r_D, r_s, AG) \quad (28)$$

onde $\partial(D^{BB}/D)/\partial y \cong 0$, $\partial(D^{BB}/D)/\partial(r_s - r_D) > 0$, já que $r_s > r_D$, $\partial(D^{BB}/D)/\partial(r_D/r_s) < 0$ e $\partial(D^{BB}/D)/\partial(AG) > 0$.

Os resultados para o período 1950/72, com dados anuais, usando o método de mínimos quadrados simples, são:

$$\begin{aligned} \log (D^{BB}/D) = & - 7,007 + 0,428 \log Y + \\ & (7,38) \\ & + 4,560 (r_s - r_D) + 6,095 AG \quad (29) \\ & (5,06) \quad (2,98) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,876$$

$$D.W. = 1,67$$

$$S.E. = 0,0783$$

Todas as variáveis apresentam sinais corretos e são estatisticamente significantes ao nível de 0,95 de confiança.

Quando as taxas de juros são expressas na forma funcional de razão, os resultados são:

$$\begin{aligned} \log (D^{BB}/D) = & - 7,274 + 0,650 \log Y - \\ & (7,80) \\ & - 2,376 (r_D/r_s) + 6,514 AG \quad (30) \\ & (3,91) \quad (2,66) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,838$$

$$D.W. = 1,70$$

$$S.E. = 0,0893$$

Todas as variáveis têm, também, os sinais esperados e são estatisticamente significantes ao nível de 0,99 de confiança. A regressão na forma funcional do diferencial de taxas de juros é superior àquela em que tais taxas são expressas na forma de razão.

Os resultados das últimas subseções confirmam, mais uma vez, a significância da hipótese de pagamentos de juros competitivos sobre a moeda, o que nos possibilita concluir que os bancos comerciais realmente pagam juros sobre os depósitos.

3.3 — A relação R_m/D

As variações da taxa de reserva total podem ser explicadas por hipóteses institucionais ou de comportamento, considerando-se, portanto, os instrumentos de política monetária, bem como as reações dos bancos comerciais às mudanças das variáveis que influenciam suas decisões relativas às reservas. A taxa de reserva total é o resultado da soma da taxa de reserva compulsória, mais uma taxa de excesso, ou de precaução.

Para entendermos as variações da taxa de reserva compulsória devemos considerar três fatores diferentes. Em primeiro lugar, essa taxa no Brasil é diferenciada por categoria de depósitos e por áreas geográficas, segundo seu grau de desenvolvimento. Em segundo, há ocasiões (embora raras) em que as autoridades, além da reserva compulsória, exigem reservas marginais. Finalmente, devemos considerar as políticas de liberação da reserva compulsória, isto é, em certas circunstâncias e para determinados fins as autoridades podem liberar parte delas.

Considerando esses três argumentos, a taxa média de reserva compulsória (r) pode ser expressa pela seguinte expressão:¹⁷

$$r_t = \sum_{z=1}^K P_{z,t} \left[\sum_{i=1}^{n_t} d_{i,t} r_{i,t}^l + \left(\frac{D_{i,t} - D_{i,t-1}}{D_t} \right) m_{i,t}^l - \sum_{j=1}^{m_t} \sum_{i=1}^{n_t} d_{i,t} l_{i,j,t} \right] \quad (31)$$

onde K é o número de áreas geográficas com taxas diferentes de reservas, $P_{z,t}$ a participação da área geográfica no total dos depósitos do País, n_t o número das categorias de depósitos, $d_{i,t}$ a proporção dos depósitos totais (D_t) que a categoria i -ésima ($D_{i,t}$) representa, $r_{i,t}^l$ e $m_{i,t}^l$ são os coeficientes médios e marginais aplicáveis à i -ésima categoria de depósito, m_t é o número de motivos de liberação, $l_{i,j,t}$ o coeficiente médio das liberações de reserva compulsória e, finalmente, t representa tempo.

¹⁷ A. C. Pastore, "A Oferta de Moeda no Brasil — 1961/72", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 4 (dezembro de 1973), pp. 993-1.044.

A segunda parte da taxa de reserva agregada é representada pela taxa de reserva de excesso, ou de precaução. Este componente depende, para os bancos comerciais, dos custos alternativos de sua retenção, da composição dos depósitos e, finalmente, da taxa de injeção ou recolhimento de reservas pelo Banco Central.¹⁸

Os custos de oportunidade em que os bancos comerciais incorrem, retendo reservas de excesso, são os juros que deixam de auferir, já que poderiam substituir essas reservas por títulos ou ativos rentáveis. A composição dos depósitos, bem como a taxa de injeção ou retirada de reservas por parte do Banco Central, podem influenciar as expectativas dos bancos comerciais referentes ao fluxo de caixa e, conseqüentemente, suas desejadas posições.

A discussão acima sobre os determinantes das variações da taxa de reserva compulsória e da taxa de excesso conduz à seguinte função, representativa da taxa agregada (R/D):

$$R/D = m [r, r_s, (1/R) (dR/dt), DD/TD, u] \quad (32)$$

onde r é a taxa de reserva legal, r_s a taxa de juros dos empréstimos dos bancos comerciais, $(1/R) (dR/dt)$ a variação relativa nas reservas, DD/TD a participação dos depósitos à vista no total dos depósitos dos bancos comerciais, e u o erro.

Antes de procedermos à análise estatística, alguns ajustes devem ser feitos na equação acima. Primeiro, a taxa exigida para o multiplicador, definido acima, é R_m/D , isto é, a taxa agregada líquida da parte mantida sob a forma de títulos do Governo. A taxa de juros dos títulos governamentais deveria ser outra variável explicativa. Em vez disso, preferiu-se adotar a hipótese de que os bancos comerciais ajustam suas reservas de forma a reter a proporção máxima permitida sob a forma de títulos. Com este propósito, ajusta-se a taxa de reserva compulsória a fim de representar somente as reservas exigidas em papel-moeda ou em depósitos junto às autoridades. Isto parece ser uma forma viável de solucionar o problema, visto que variações da taxa permitida sob a forma de títulos não exercem qualquer efeito sobre a oferta total de moeda, uma vez

¹⁸ Esta última hipótese foi desenvolvida por A. J. Meigs, *Free Reserves and the Money Supply* (University of Chicago Press, 1962).

que mudanças nesta taxa influenciam o multiplicador na mesma direção, mas causam uma variação correspondente, embora oposta, da base monetária.

Em segundo lugar, como o Banco do Brasil não está sujeito a reservas obrigatórias nem sofre restrições de liquidez, a variável D^{CB}/D , que representa a participação de bancos comerciais outros que não o Banco do Brasil no total de depósitos, deve figurar entre as variáveis explicativas.¹⁹

A taxa de reserva total pode, então, ser expressa com a função:

$$R_m/D = n [r', r_s, (1/R) (dR/dt), DD/TD, D^{CB}/D, v] \quad (33)$$

onde $\partial (R_m/D) / \partial r_s < 0$ e os efeitos de todas as outras variáveis têm sinais positivos. A taxa de reserva compulsória ajustada está representada por r' representando v as demais variáveis que não foram consideradas na discussão acima. As outras variáveis já foram definidas.

Com dados de médias anuais e usando o método de mínimos quadrados simples, a estimação empírica da função (33) forneceu o resultado:

$$\begin{aligned} \log (R_m/D) = & - 3,597 + 10,013 r' - 0,590 \log r_s + \\ & \quad (8,28) \quad (2,98) \\ & + 0,201 (1/R) (dR/dt) + 1,740 (DD/TD) + \\ & \quad (2,53) \quad (4,33) \\ & + 2,279 (D^{CB}/D) \\ & \quad (1,78) \end{aligned} \quad (34)$$

$$R^2 = 0,891$$

$$D.W. = 1,89$$

$$S.E. = 0,0732$$

¹⁹ Uma forma alternativa seria decompor a taxa de reserva agregada, já que pode ser expressa por $R_m/D = R_m/D^{CB} (1 - D^{BB}/D)$. Entretanto, por conveniência empírica, preferiu-se a formulação do texto.

Todas as variáveis apresentam estimativas com sinais corretos e são estatisticamente significantes ao nível de 0,95 de confiança. Os resultados confirmam as hipóteses discutidas acima, com as variáveis explicativas mostrando-se capazes de explicar uma proporção substancial das flutuações na taxa de reserva total.

A taxa de juros (r_s) está expressa em logaritmos, com a finalidade de se ter uma medida da elasticidade-juro da taxa de reserva. O resultado mostra que esta taxa responde, sistematicamente, a variações da taxa de juros, de tal forma que não existe, *a priori*, razões para se rejeitar a hipótese de que a oferta de moeda apresenta alguma elasticidade com respeito à taxa de juros.²⁰

4 — O modelo completo do setor monetário

O modelo desenvolvido nas seções anteriores indica uma forma mais completa de análise para o setor monetário da economia brasileira, mostrando, claramente, certas interdependências entre a oferta e a demanda de moeda. O modelo completo pode ser resumido através do seguinte sistema de equações:

Demanda de Moeda:

$$(M/P)^d = f(y, r_s, r_M, \delta_s) \quad (35)$$

Oferta de Moeda:

$$M^s = \frac{1 + (C/D)}{(C/D) + (D^{\mu B}/D) + (R_m/D)} B \quad (36)$$

$$r_M = r_s [1 - (H/M)] \quad (37)$$

$$H/M = \frac{(C/D) + (R_m/D)}{1 + (C/D)} \quad (38)$$

²⁰ Essa elasticidade seria obtida multiplicando-se a elasticidade-juro da taxa de reserva total pela elasticidade do multiplicador relativo à taxa de reserva.

$$C/D = g(y, r_D, YD) \quad (39)$$

$$D^{BB}/D = h(y, r_D, r_s, AG) \quad (40)$$

$$r_D = r_s [1 - (R_m/D)] \quad (41)$$

$$R_m/D = m [r', r_s, (1/R) (dR/dt), DD/TD, D^{CB}/D] \quad (42)$$

$$B = \bar{B} \quad (43)$$

A equação (43) supõe que a base monetária é exogenamente determinada. Dadas as variáveis exógenas da equação (42), determina-se a taxa de reserva do sistema bancário (R_m/D), que por sua vez determina os juros competitivos sobre depósitos (r_D) através da equação (41). Dada a renda real (y), a proporção da renda pertencente ao trabalho (YD) e a participação do Banco do Brasil em relação ao número total de agências e escritórios de todos os bancos comerciais (AG), as relações C/D e D^{BB}/D podem ser, respectivamente, determinadas pelas equações (39) e (40). Determinadas as equações de (39) a (43), o multiplicador monetário e a oferta de moeda podem ser obtidos através da equação (36). Os pagamentos de juros competitivos sobre a moeda (r_M) podem ser derivados através da equação (37), onde H/M é dado pela equação (38). Se, além disso, a variável incerteza de preço (δ_s) for previamente estimada, a demanda de moeda será determinada através da equação (35).

A taxa de reserva total desejada pelos bancos comerciais determina parcialmente os custos bancários e, portanto, os pagamentos de juros sobre depósitos. Conseqüentemente, essa taxa influenciará a relação papel-moeda/depósitos e a preferência do público por depósitos no Banco do Brasil, que, por sua vez, causarão mudanças na oferta de moeda e, também, através de um sistema bancário competitivo, nos pagamentos de juros, com repercussões sobre a demanda de moeda.

A cadeia de interdependência do modelo simultâneo do setor monetário da economia brasileira é do tipo recursivo, o que permite que o método de mínimos quadrados, usado para estimá-lo nas seções anteriores, forneça estimativas seguras.

Uma implicação desta análise é que as autoridades devem se conscientizar dos efeitos de políticas que influenciam os custos dos bancos comerciais. Mudanças ocorridas nesses custos afetam os pagamentos de juros sobre a moeda e, portanto, a demanda de encaixes reais, com repercussões sobre a expansão da economia. Um aumento, por exemplo, da taxa de reserva compulsória, compensado por compras no mercado aberto tal que a oferta de moeda permaneça constante, aumentará o custo, para os bancos, da criação de depósitos. Além disso, por gerar uma queda na taxa de juros paga sobre depósitos, causará uma queda na demanda de moeda. Tal política produzirá efeitos expansivos na economia. Logo, os efeitos das mudanças da composição da moeda, para uma dada oferta de moeda total, não seriam neutros.

Por outro lado, é possível que os efeitos contracionistas de um aumento da taxa de reservas — o que levaria a uma queda na oferta de moeda — sejam neutralizados pela redução dos pagamentos de juros, diminuindo conseqüentemente a demanda. Assim, se no agregado oferta e demanda de moeda estiverem em equilíbrio, não haverá efeitos sobre a economia. É necessário que se saiba como se dará uma determinada mudança na oferta para que seus efeitos sejam identificados.

5 — Conclusões

A principal conclusão deste estudo refere-se à significância da variável pagamentos de juros sobre a moeda e à adequação do modelo simultâneo de oferta e de demanda para se analisar o setor monetário da economia brasileira.

Embora não se tenha chegado a uma conclusão sobre a especificação funcional da demanda, ficou claro que, quando a variável pagamentos de juros é introduzida na função, os resultados melhoraram significativamente quando comparados às estimativas que implicitamente supõem totalmente efetiva a proibição de pagamentos de juros. Segue-se, então, a conclusão de que os bancos comerciais, de forma indireta, realmente pagam juros sobre os depósitos. Os

resultados também mostram implicações diretas sobre a interpretação das elasticidade-renda e elasticidade-juro da demanda de moeda.

A medida da incerteza de preços e sua influência sobre a demanda de moeda representam um avanço em relação a estudos anteriores que consideram, apenas, a taxa esperada de inflação, ignorando, portanto, a variância ou o intervalo de confiança. Mostrou-se, também, que a introdução da correção monetária diminuiu o grau de incerteza dos preços.

Ficou também evidente que fatores competitivos explicam grande parte das variações das frações que compõem o multiplicador monetário.

Finalmente, o modelo apresentado na última seção mostrou as ligações entre oferta e demanda de moeda, com claras implicações para a política econômica. Ficou evidente a necessidade de se saberem os meios pelos quais se realizará uma determinada política para que sejam estimados os seus efeitos totais.

