

A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? *

José W. Rossi **

As estimativas aqui apresentadas baseiam-se em dados trimestrais do período 1966/85, o qual é dividido nos subperíodos 1966/79 e 1980/85, com a finalidade de testar a variação estrutural de parâmetros do modelo, ocorridas em função das inovações financeiras introduzidas a partir de 1980. Duas especificações básicas da demanda de moeda são consideradas: a primeira relaciona linearmente o logaritmo dos encaixes monetários reais com o logaritmo de três variáveis, isto é, renda real, taxa nominal de juros e taxa de inflação; e a segunda supõe um esquema de ajustamento parcial, real, ao modelo anterior. Conclui-se que a função de demanda por moeda deslocou-se para baixo a partir de 1980. São feitas ainda algumas considerações acerca da demanda de moeda durante o Plano Cruzado.

1 — Introdução

Especificações para a função de demanda por moeda com base na abordagem da teoria dos estoques de Baumol e Tobin têm sido largamente usadas em trabalhos aplicados. A boa estimativa obtida por Goldfeld (1973) para os Estados Unidos contribuiu decisivamente para a popularidade desse tipo de especificação. Deve ser ainda ressaltado que até meados de 1970 havia uma crença generalizada na estabilidade da função de demanda por moeda, o que seria, todavia, logo mudado, pois em trabalho subsequente Goldfeld (1976) mostrava que a sua equação anterior sobreestimava de modo sistemático a demanda por moeda nos Estados Unidos a partir de 1973. De fato, muito do esforço de pesquisa nesta matéria naquele país tinha por objetivo explicar tal sobreestimativa.

A relevância da questão da estabilidade da demanda por moeda decorre das suas implicações na condução da política monetária. Como uma função estável para a demanda por moeda geralmente implica um multiplicador monetário também estável, segue-se que, nestas circunstâncias, será mais

* Agradeço os comentários do Prof. Albert Fishlow e de dois leitores anônimos desta revista. Sou também grato às sugestões apresentadas por Octávio Tourinho e Gervásio C. de Rezende. Os dados foram coletados por Priscilla Assis Pinto da Matta e a parte computacional foi realizada por Carmem Falcão Argôlo, às quais gostaria de estender aqui também os meus agradecimentos.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA e da UFRJ.

fácil prever o efeito que dado aumento na oferta monetária teria sobre a renda agregada. Assim, a busca de uma função estável para a demanda por moeda tornara-se um importante tópico da macroeconomia aplicada. Aqui investiga-se se a função da demanda por moeda deslocou-se após 1980 no Brasil, período caracterizado por altas taxas de inflação e, conseqüentemente, conforme se argumenta adiante, que experimentou a ocorrência de certo nível de inovação financeira.

As estimativas da demanda por moeda realizadas por Cardoso (1983) para o Brasil utilizam dados apenas até 1979. Como os incentivos para as inovações financeiras tornaram-se mais intensos a partir de 1980 [ver, a respeito, Cysne (1985)], seria útil incluir, então, dados recentes na análise aqui e testar se houve mudança estrutural na função de demanda por moeda após aquele ano. Além disso, realiza-se nesta análise um esforço para avaliar o efeito sobre a demanda por moeda da dramática remonetização da economia que se seguiu ao Plano Cruzado.

O trabalho está organizado da seguinte forma: na próxima seção discute-se a especificação da demanda por moeda; a Seção 3 descreve os dados e analisa as estimativas obtidas; a Seção 4 trata dos efeitos da reforma econômica do Plano Cruzado sobre a demanda por moeda; e as observações finais estão na Seção 5.

2 — Especificação do modelo

Sugere-se freqüentemente na literatura que a instabilidade na demanda por moeda nos Estados Unidos e outros países resulta das inovações financeiras ocorridas nos últimos anos.¹ Como conseqüência desta instabilidade, surgem questões quanto ao agregado monetário mais indicado para utilização em estudos aplicados. As inovações financeiras teriam presumivelmente aumentado o grau de substituição entre M1 (agregado monetário restrito) e os ativos financeiros incluídos em M2 (agregado monetário amplo), mas não em M1, enfraquecendo assim o elo de ligação entre M1 e o nível de atividade econômica. Por esta razão, tem sido às vezes proposto que M2 devesse talvez substituir M1 como o agregado monetário mais adequado. Contra o uso de M2 (e outros agregados monetários mais abrangentes), pesa, entretanto, o fato de ser mais difícil o seu controle. Outra dificuldade com o uso de M2 é que, por envolver componentes tão diversos quanto papel-moeda e depósitos a prazo, as mudanças dessa variável não poderiam ser facilmente explicadas pelos mesmos fatores.² De qualquer

¹ Dois estudos recentes que tratam dos efeitos das inovações financeiras sobre a demanda por moeda nos Estados Unidos e Canadá são, respectivamente, Hafner e Hein (1984) e Milbourne e Moore (1986).

² Para uma boa discussão sobre estes pontos em relação ao caso dos Estados Unidos, ver Batten e Thornton (1983).

modo, foram também usados nas regressões deste estudo agregados tais como M2, M3 e M4, e os resultados foram, em geral, desfavoráveis a tais agregados mais abrangentes, seja em termos de R^2 mais reduzidos ou algumas das variáveis tendo coeficientes estatisticamente menos significativos (ver os detalhes na Tabela A.1 do Apêndice).³ Por estas razões, na análise que se segue, utiliza-se apenas o agregado monetário M1, o que proporciona a vantagem adicional de tornar possível comparar os nossos resultados com aqueles de estudos recentes, tais como Cardoso (1983), Darrat (1985), Cysne (1985) e Guilhoto (1986) (este último usa ainda M2 na análise). Além disso, o uso de M1 permite captar mais claramente o efeito das inovações financeiras que, como é sabido, ocasionam a substituição de ativos monetários por ativos não-monetários no portfólio dos agentes econômicos.

Várias outras questões surgem quando da estimação da função de demanda por moeda. Há, por exemplo, problemas na escolha da forma funcional adequada (ver discussão adicional na Seção 5), na lista das variáveis explicativas da regressão e se estas são verdadeiramente exógenas, etc.⁴ Neste estudo adotamos duas especificações usadas por Cardoso (1983), onde já há uma breve discussão sobre as dificuldades que acabamos de citar.⁵ A primeira dessas especificações relaciona a demanda real por moeda (m) às variáveis taxa nominal de juros (r), renda real (y) e taxa de inflação (π); mais precisamente, a especificação (linear nos logaritmos) é dada por $Lm = a + bLy + cLr + dL\pi$. A segunda especificação pressupõe meramente um esquema de ajustamento parcial, real, ao modelo acima, permitindo, pois, comparações entre as elasticidades de curto e longo prazos.⁶

³ Esses agregados monetários são assim definidos: M2 = M1 mais depósitos a prazo, M3 = M2 mais depósitos em cadernetas de poupança e M4 = M3 mais estoque de títulos do governo junto ao setor privado, com M1 sendo papel-moeda em poder do público mais depósito à vista.

Rigorosamente, os R^2 não seriam comparáveis entre as regressões, pois a variável dependente difere nas várias regressões. O problema aqui, entretanto, não é muito sério, pois a dimensão da variável dependente é similar nas diversas regressões.

⁴ Para algumas considerações sobre uma possível endogeneidade da taxa de juros, por exemplo, devido ao problema de simultaneidade resultante das equações de oferta e demanda, ver a versão desta análise reproduzida em Rossi (1987).

⁵ Uma discussão mais geral destas questões pode ser encontrada em Thomas (1985).

⁶ Isto equivale, na verdade, a adicionar a variável dependente com um período de defasagem (isto é, m_{-1}) como variável explicativa na regressão acima. Cardoso (1983) considera também o modelo de ajustamento parcial na sua versão nominal (isto é, substituindo na equação da demanda por moeda $m_{-1} = M_{-1}/P_{-1}$ por M_{-1}/P , onde P é o nível dos preços). Tal distinção não deve ser, entretanto, tentada, pois, como demonstrado por Goldfeld e Sichel (1987), há "um problema fundamental de identificação que torna impossível distinguir entre os modelos de ajustamento parcial, real e nominal, se a inflação tiver um efeito independente na demanda por moeda de longo prazo".

3 — Dados e resultados

Nas estimativas que se seguem foram usados dados trimestrais, com o período analisado indo de 1966-I a 1985-IV, o qual fora dividido em dois subperíodos (isto é, 1966-I/1979-IV e 1980-I/1985-IV), de tal modo que se pudesse testar a existência de um possível deslocamento da função a partir de 1980. Os dados até 1979-IV provêm do estudo de Cardoso (1983) e, na atualização das suas séries, foram usadas sempre que possível as mesmas fontes⁷ (a série completa das variáveis utilizadas encontra-se na Tabela A.3 do Apêndice).

Há várias razões para se suspeitar que tenha havido um deslocamento da função de demanda por moeda a partir de 1980. Aqui são listados alguns dos fatos relevantes. Primeiro, houve vários choques de oferta, como, por exemplo, o choque no preço do petróleo em 1979 e os choques de oferta na agricultura em 1979 e 1983. Com a indexação generalizada da economia, tais choques resultaram na aceleração das taxas de inflação e, apesar da acomodação monetária, também numa redução na taxa de expansão do PIB.⁸ A crise da dívida externa de 1982 teve também papel importante nos eventos. A virtual interrupção no financiamento externo exigiu que elevados superávits comerciais fossem obtidos para cobrir o serviço da dívida. Como a dívida externa é de responsabilidade do governo central, enquanto que ao setor privado cabe gerar as receitas de exportação, tais superávits geralmente resultaram em sensíveis aumentos na oferta monetária e/ou mais dívida interna. De fato, o déficit do setor público (corrigido para a inflação) como proporção do PIB aumentou de 5 para 15% entre 1980 e 1984 [ver Fishlow (1986)]. De acordo com Fraga Neto (1986), o Banco Central perdeu virtualmente o controle monetário a partir de 1980, enquanto que Fishlow (1986) denominou esse período de economia da desordem.

As elevadas taxas de juros que resultaram desses fatos estimularam o surgimento de inovações financeiras; o rápido desenvolvimento que ocorreu no setor financeiro não-monetário, na verdade, só foi possível graças ao aumento de liquidez dos títulos do governo, o que, por seu turno,

⁷ De fato, a atualização da série construída por Cardoso para o PIB foi feita usando as taxas do PIB trimestral conforme fornecidas pela Macrométrica (n.º 34, outubro de 1987). Quanto à atualização da sua série da taxa de juros, usou-se a taxa para as letras de câmbio de seis meses. Cardoso usa esta mesma taxa até 1970, mas após esta data a taxa da letra de câmbio de um ano é utilizada. A informação para esta última inexistente, porém, nos anos 80. A fonte para as taxas de juros após 1979 é a revista *Exame* (vários números).

⁸ A taxa de inflação trimestral aumentou da média de 6,7% no período 1966-I/1979-IV para 25,2% no período 1980-I/1985-IV, enquanto que a taxa de expansão da economia caiu da média trimestral de 2,1 para 0,7% naqueles mesmos períodos.

decorreu do alto grau de endividamento do setor público.⁹ Assim, as empresas foram estimuladas a desenvolver novos métodos de administração financeira, o que foi facilitado com o uso de modernos recursos computacionais.¹⁰

As considerações nos dois parágrafos anteriores sugerem que um possível deslocamento da função de demanda por moeda poderia ter ocorrido antes de 1980. Para levar em conta essa possibilidade, foram estimadas várias regressões por parte (*piecewise linear regressions*) com a quebra (*kink*) da função iniciando-se sucessivamente em 1974-I, 1974-II, 1974-III, etc.¹¹ As regressões estatisticamente mais significativas (isto é, tendo tanto as quebras como os demais coeficientes significativos) ocorreram entre 1979-IV e 1980-III (a Tabela A.2 do Apêndice mostra os resultados para as regressões entre 1978-I e 1982-IV). Assim, parece não haver muita impropriedade na escolha aqui de 1980-I como o ponto que marca o início do deslocamento da função de demanda por moeda.

As estimativas para as duas especificações mencionadas acima estão na Tabela 1.¹² Considere-se, primeiramente, os resultados da especificação no Grupo A. Note-se, inicialmente, que, quando é forte a presença de autocorrelação nos resíduos, o modelo foi também estimado pelo método CORC (isto é, método de correção proposto por Cochrane e Orcutt). Numa apreciação casual dos resultados, verifica-se haver muita flutuação no valor

⁹ De acordo com Cysne (1985), o estoque real dos ativos financeiros não-monetários aumentou 37% apenas em 1981.

¹⁰ Dois outros exemplos de inovações que contribuíram para a economia nos encaixes monetários foram o crescente uso do cartão de crédito pelos indivíduos e a redução (de três meses para um mês) no tempo exigido para computar os juros das cadernetas de poupança. A tentativa de captar o efeito das inovações financeiras através da inclusão do estoque real dos títulos da dívida pública em poder do setor privado na lista das variáveis explicativas da regressão (onde a variável dependente foi o estoque real de M1), conforme propõe aliás Cysne (1985), não produziu efeitos significativos nas regressões dos vários períodos.

¹¹ Neste exercício usou-se apenas a especificação linear logarítmica $lm = a + bLy + cLr + dL\pi$, onde $m = M1/P$ (P é o nível dos preços e as demais variáveis foram definidas anteriormente no texto).

¹² Deve ser aqui ressaltado que algumas críticas têm sido feitas às especificações adotadas por Cardoso. Por exemplo, Darrat (1985) e Gerlach e De Simone (1985) adotam outras especificações e concluem, contrariamente a Cardoso, ser a taxa de inflação uma variável mais importante do que a taxa de juros na demanda por moeda no Brasil. Darrat usa a técnica de Almon lag na sua estimação, mas a sua variável para a taxa de inflação difere daquela adotada por Cardoso; quando a mesma variável é adotada nas duas especificações, segue-se que não são muito distintas as elasticidades de longo prazo [sobre estes pontos, ver Rossi (1986)]. Já Gerlach e De Simone usam um modelo auto-regressivo. Curiosamente, nesse estudo, porém, o efeito da variável renda é positivo para um período de defasagem, negativo para dois e três períodos de defasagem e novamente positivo para além de três períodos de defasagem. É difícil saber até que ponto este estranho resultado não interferiu nos valores dos coeficientes das demais variáveis. Outras críticas mais recentes ao procedimento adotado tanto por Cardoso como pelos autores que acabamos de citar podem ser vistas em Ericsson e Pereira (1987).

TABELA I

Estimativas para a demanda por moeda no Brasil com especificações alternativas

Período	Técnica	Constante	L_y	L_r	L_π	L_{M-1}	\bar{R}^2	D.W.	Durbin- h	ρ	Teste de Chow
A	1) M00	1,427 (9,8)	0,947 (46,7)	-0,322 (-7,9)	-0,280 (-0,9)		0,978	0,702			
	2) CORC	3,361 (5,1)	0,456 (4,3)	-0,208 (-2,1)	-0,396 (-1,7)		0,889	1,869		0,972	
	3) M00	6,389 (5,2)	0,041 (0,2)	-0,503 (-10,4)	-0,612 (-1,3)		0,943	1,801			
	4) M00	2,023 (12,9)	0,955 (31,9)	-0,497 (-14,6)	-0,840 (-2,6)		0,952	1,039			15,7
	5) CORC	4,101 (5,6)	0,232 (1,8)	-0,195 (-3,0)	-0,618 (-2,3)		0,975	1,757		0,962	5,0
B	1) M00	0,410 (3,2)	0,361 (5,7)	-0,103 (-3,1)	-0,733 (-3,9)	0,639 (9,5)	0,992	1,710	1,260		
	2) M00	-0,620 (-0,3)	0,571 (2,4)	-0,107 (-0,9)	-0,921 (-2,4)	0,642 (3,7)	0,965	2,201	-0,826		
	3) M00	0,597 (4,2)	0,367 (7,8)	-0,139 (-4,3)	-0,812 (-5,2)	0,629 (13,3)	0,985	1,810	0,936		2,4

OBS.: Os números entre parênteses são os valores para a estatística t ; ρ é o coeficiente estimado para a autocorrelação de primeira ordem e que é usado na estimação do método CORC; K , r e π são, respectivamente, a renda real, a taxa nominal de juros e a taxa de inflação; Z representa o logaritmo natural; a variável dependente é o logaritmo dos encaixes monetários reais, isto é, $L(M1/P)$.

das estimativas, tanto entre os distintos períodos como entre os distintos métodos de estimação dentro de um mesmo período. Essa instabilidade é mostrada mais formalmente através do teste de Chow, cujos valores calculados estão acima do valor crítico da distribuição F ao nível de 1%, o qual situa-se aqui em torno de 4,0.¹³ Ressalte-se que se ganha estabilidade na equação de demanda por moeda quando se adiciona ao conceito de M_1 o estoque de títulos do governo ($ORTN + OTN$) em poder do setor privado. Muitos dos coeficientes não são, contudo, estatisticamente significativos (ver a Tabela A.1 do Apêndice para detalhes).

As observações a seguir podem ser feitas com relação às variações nos parâmetros estimados da especificação no Grupo A. Primeiramente, devido às altas taxas de inflação a partir de 1980, as mercadorias passam a ser vistas como alternativas mais atrativas *vis-à-vis* a retenção de moeda, pelo menos como indicado pela equação do período 1966-I/1985-IV. A racionalização deste resultado é que quando a inflação é muito elevada a taxa de retorno da moeda tende a alterar-se rapidamente. Nestas circunstâncias, a taxa de inflação teria provavelmente um importante efeito direto sobre a demanda por moeda, que seria, na verdade, independente do efeito de Fisher que se dá sobre a taxa nominal de juros. Cabe ainda notar que a elasticidade da taxa de juros aumentou apreciavelmente a partir de 1980, o que é consistente, aliás, com as idéias de Gurley e Shaw (1960), segundo as quais à medida que ocorrem inovações financeiras aumentam essas elasticidades, pois em tais casos há uma proliferação de substitutos para a moeda. A surpresa maior para os resultados da especificação do Grupo A é a ausência de significância estatística para o coeficiente da variável renda real após 1980 (note-se que o PIB caiu por três anos consecutivos a partir de 1981, o que pode ter algo a ver com tal resultado).

Das considerações acima, parece razoável concluir-se que a função da demanda por moeda deslocara-se depois de 1980 (a Tabela 2 fornece evidência adicional a este respeito). Mais precisamente, foram utilizadas as equações A.1 e A.2 da Tabela 1 (isto é, equações da demanda por moeda estimadas com dados do período 1966-I/1979-IV) para realizar previsões relativas aos anos do período 1980-I/1985-IV (o período que se inicia com

¹³ Foram aplicados ainda aqui dois testes alternativos para a instabilidade dos parâmetros. O primeiro deles, como apresentado em Darrat (1986), é o teste de Gupta, semelhante ao teste de Chow no sentido de que é preciso estabelecer previamente o ponto de deslocamento da função, mas distinto deste no sentido de que não depende de se ter a mesma variância na regressão dos dois subperíodos em que os dados são divididos. A instabilidade da função é confirmada por este teste. O segundo teste, devido a Brown *et alii* (1975), não requer a definição de um ponto prévio para o deslocamento da função e se baseia no comportamento da acumulação dos erros de previsão um período adiante (e do quadrado desses erros acumulados), obtidos de um conjunto de regressões recursivas. Os erros acumulados quadráticos, por exemplo, devem crescer a uma taxa aproximadamente constante. A instabilidade dos parâmetros não foi aqui constatada com a aplicação desse teste, em nenhuma das duas versões. É sabido ser o teste, todavia, otimista. De fato, o plote dos coeficientes das regressões recursivas mostra efetivamente alguma instabilidade nos seus valores.

o Plano Cruzado é analisado na próxima seção). Os resultados revelam claramente que os erros de previsão (definidos como a diferença entre o valor previsto do logaritmo do encaixe monetário real e o valor observado do logaritmo desse mesmo encaixe) são crescentemente positivos, indicando pois um deslocamento para baixo da função.¹⁴

Quanto às estimativas da especificação no Grupo B da Tabela 1, note-se primeiramente que o modelo de ajustamento parcial resulta em sensíveis ganhos na estabilidade estrutural da função. Além disso, a estatística Durbin-*h* indica que a autocorrelação nos resíduos situa-se agora dentro de níveis mais aceitáveis.¹⁵ Observa-se uma vez mais que o coeficiente da variável taxa de inflação cresce ao longo do tempo e, novamente, a equação estimada, assim como no caso anterior, sobreestima a demanda por moeda a partir de 1980, conforme indicado na Tabela 2.

Uma característica atrativa do modelo de ajustamento parcial é a possibilidade de distinguir entre as elasticidades de curto e longo prazos. Como o fator de ajustamento entre os níveis atual e desejado dos encaixes monetários é aqui em geral próximo de um terço por período, segue-se que as elasticidades de longo prazo seriam então cerca de três vezes maiores que as de curto prazo diretamente mostradas na Tabela 1,¹⁶ ou seja, a elasticidade-renda de longo prazo situa-se bem acima da unidade para o período 1980-I/1985-IV;¹⁷ as elasticidades de longo prazo para a taxa de juros estão geralmente próximas de 0,30, enquanto que as elasticidades

¹⁴ Semelhantes sobreestimativas foram obtidas por Cysne (1985), cujas estimativas baseiam-se em dados anuais com início em 1949, isto é, sua equação estimada para a demanda por moeda (que não inclui a taxa de juros entre as variáveis explicativas da regressão) sobreestima sistematicamente os encaixes monetários entre 1979 e 1983.

¹⁵ Deve ser ressaltado, entretanto, que, como há autocorrelação nos resíduos de algumas das equações do Grupo A da Tabela 1, segue-se que nas equações do Grupo B haveria correlação entre a variável explicativa, representada pela variável dependente com defasagem de um período, e o erro da equação. Vale dizer, os estimadores das equações do Grupo B seriam, nestas circunstâncias, inconsistentes.

¹⁶ Como se sabe, o modelo de ajustamento parcial implica uma idêntica distribuição de defasagens geométricas (modelo de Koyck) para todas as variáveis explicativas (exceto a variável dependente com um período de defasagem). Isto é certamente uma limitação importante. Por esta razão, duas outras técnicas foram também aplicadas aqui; mais precisamente, o modelo de defasagens de Almon — usou-se a mesma estrutura de defasagem proposta por Darrat (1985) — e também uma generalização do modelo de Almon proposta por Mitchell e Speaker (1986). Esses métodos só foram aplicados para o período completo (1966-I/1985-IV). As elasticidades de longo prazo obtidas por tais métodos alternativos não diferem muito, entretanto, daquelas obtidas com o uso do modelo de ajustamento parcial [ver detalhes em Rossi (1986)].

¹⁷ Segundo Hossain (1986) isto é comum entre os países subdesenvolvidos, basicamente por uma das duas razões seguintes: através da monetização das atividades econômicas de subsistência ou porque, devido à ausência de outras formas de ativos financeiros, a demanda por moeda desempenha então um papel vital como um dos componentes de riqueza.

TABELA 2

Erro de previsão para além do período amostral com base em várias equações estimadas para a demanda por moeda no Brasil (período de estimação: 1966-I/1979-IV)

Anos	Trimestres	Equação da Tabela 1		
		A.1	A.2	B.1
1980	I	0,133	0,137	0,061
	II	0,218	0,171	0,032
	III	0,299	0,256	0,120
	IV	0,170	0,168	-0,010
1981	I	0,217	0,284	0,158
	II	0,339	0,370	0,112
	III	0,349	0,402	0,132
	IV	0,146	0,243	-0,038
1982	I	0,208	0,322	0,116
	II	0,372	0,422	0,131
	III	0,376	0,445	0,140
	IV	0,210	0,328	0,014
1983	I	0,221	0,379	0,102
	II	0,355	0,471	0,109
	III	0,445	0,572	0,141
	IV	0,444	0,611	0,097
1984	I	0,486	0,628	0,148
	II	0,598	0,745	0,150
	III	0,653	0,790	0,173
	IV	0,471	0,653	0,036
1985	I	0,504	0,716	0,139
	II	0,651	0,786	0,129
	III	0,669	0,727	0,052
	IV	0,436	0,527	-0,027

OBS.: Erro de previsão = diferença logarítmica entre o encaixe monetário real previsto e o encaixe real observado; o erro logarítmico de 0,79 em 1984-II equivale, de fato, a uma sobreestimativa dos encaixes monetários reais de cerca de 120%.

de longo prazo da demanda por moeda com relação à variável taxa de inflação passam de cerca de 2,0, no período 1966-I/1979-IV, para um valor próximo de 3,0 a partir de 1980.¹⁸

¹⁸ Rigorosamente, essa distinção entre as elasticidades de curto e longo prazos não é adequada no caso da variável taxa de inflação. Segundo Goldfeld e Sichel (1987), há um problema de identificação entre o processo de ajustamento parcial (seja na sua versão real ou nominal) e o efeito de longo prazo da inflação sobre a demanda por moeda (já foi alertado na nota de rodapé n.º 6 para esse problema de identificação).

4 — O Plano Cruzado e a demanda por moeda

A conseqüência do rígido controle de preços e salários do Plano Cruzado fora, num primeiro momento, a virtual eliminação da inflação, com a sua taxa de fato permanecendo próxima de zero por vários meses após sua decretação.¹⁹ A questão que surge, pois, é se tal dramático rompimento com as regras econômicas de então teria causado um novo deslocamento na função da demanda por moeda. Sendo as taxas de inflação e de juros argumentos da função de demanda por moeda, essas mudanças resultariam, é claro, em sensível aumento nos encaixes monetários. De fato, houve uma importante remonetização da economia. Por exemplo, enquanto o agregado monetário M_1 aumentou 80% apenas em março, a correspondente taxa de inflação fora quase nula naquele mês, e entre março e junho M_1 cresceu a taxas mensais de 17%, com a inflação permanecendo virtualmente zero no mesmo período (vale dizer, os encaixes monetários reais aumentaram de modo espetacular). Entretanto, para caracterizar o deslocamento da função, as variações nos encaixes monetários teriam naturalmente que ser significativamente maiores do que aquelas previstas pela função da demanda por moeda estimada com dados do período imediatamente anterior à implantação das reformas econômicas. Para investigar esta questão, utilizou-se a equação A.3 da Tabela 1 (isto é, a função da demanda por moeda estimada com os dados do período 1980-I/1985-IV), para realizar as previsões da demanda por moeda a partir de 1986-I.²⁰ Da comparação entre os valores previstos e observados, pode-se então julgar se houve efetivamente um deslocamento da função. Os resultados estão na tabela abaixo:

Erro de previsão para a demanda por moeda a partir do Plano Cruzado

Erro de previsão	Trimestre					
	1986-I	1986-II	1986-III	1986-IV	1987-I	1987-II
$\hat{L}(M1/P) - L(M1/P)$	-0,166	0,627	0,103	-0,491	-1,106	-0,798

¹⁹ Alguns críticos argumentam que a taxa de inflação efetiva esteve, de fato, bem acima das taxas calculadas. Isto devido a alterações na qualidade dos produtos (e, não raro, no seu próprio peso), além do fato de que muitas das transações eram realizadas com ágio. Essas variações não eram captadas pela taxa de inflação calculada. Note-se que a existência de tal erro de mensuração na variável explicativa da regressão implica que as previsões que se iniciam em 1986-I poderiam conter algum viés.

²⁰ Deve ser reconhecido que a equação estimada apresenta algumas dificuldades, já que dois dos seus coeficientes não são estatisticamente significativos. A ausência de autocorrelação nos resíduos e o bom ajustamento em termos de R^2 sugerem, entretanto, não haver limitações muito sérias no uso da equação estimada para fins de previsão.

Observe-se que é bastante significativa a sobreestimativa da demanda por moeda em 1986-II, e maiores ainda as subestimativas em 1987-I e 1987-II; a diferença logarítmica de 0,63 equivale, por exemplo, a uma sobreestimativa nos encaixes monetários de 87,2%, enquanto que a diferença de - 1,11 equivale a uma subestimativa de cerca de 67%. Incidentemente, 1986-II é, na verdade, o trimestre que sofreu o pleno impacto do Plano Cruzado. Conforme já salientado, as taxas de inflação caíram drasticamente naquele período. Uma situação inversa ocorrera a partir de 1986-IV, pois houve uma clara aceleração da inflação de outubro em diante, com as seguintes taxas mensais (em percentagem) até junho: 1,4; 2,5; 7,6; 12,0; 14,1; 15,0; 20,0; 27,6; e 25,9. Portanto, em ambos os casos os agentes econômicos respondem mais lentamente do que o previsto pelo modelo, isto é, há uma certa inércia no seu comportamento diante das rápidas variações nas taxas de inflação.

5 — Considerações finais

Foi mostrado acima que a demanda por moeda deslocou-se para baixo a partir de 1980, pelo menos no período que antecede o Plano Cruzado. A implicação disto é, como ressaltado na Introdução, que a função da demanda por moeda estimada com dados anteriores a 1980, ou mesmo com os dados combinados dos dois períodos (antes e depois de 1980), não deve ser usada para prever o efeito da política monetária, hoje, sobre a demanda agregada. Além disso, se for correta a estimativa de uma taxa de juros maior para os anos iniciados em 1980, indicada pela equação A.3 da Tabela 1, então a curva *LM* seria agora menos inclinada, o que reduz uma vez mais a eficácia da política monetária. Pior ainda, o fato de que a equação estimada para a demanda por moeda do período 1980-I/1985-IV mostrou-se incapaz de prever adequadamente o efeito que as bruscas variações recentes nas taxas de inflação tiveram sobre a demanda por moeda traz dificuldades adicionais aos condutores da política monetária.

Como observação final, a instabilidade na função da demanda por moeda aqui constatada poderia, é claro, ser resultante de uma especificação inadequada com relação, por exemplo, à forma funcional da equação da demanda. Embora essa possibilidade não possa ser descartada, há evidência de que, pelo menos, a forma logarítmica usada neste estudo é superior à forma linear. Esta conclusão baseia-se em resultados de testes para especificações não contidas numa mesma forma geral (*non-nested test*), como proposto por MacKinnon *et alii* (1983), e que é aplicado aqui conforme descrito em Hossain (1986). Mais precisamente, testou-se $(M1/P)$ como variável dependente na regressão contra a alternativa representada pela forma logarítmica $\text{Log}(M1/P) - P$ é o nível dos preços. Subseqüentemente, testou-se $\text{Log}(M1/P)$ como variável dependente contra a alter-

nativa representada pela forma linear $(M1/P)$.²¹ Os resultados mostraram que, para todas as equações da Tabela I estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (exceto a equação A.1), a forma linear é rejeitada contra a forma logarítmica, enquanto que a especificação linear não rejeita a forma logarítmica.²² Isto indica que a forma logarítmica contribui para o poder explicativo da função linear da demanda por moeda; o oposto não é, porém, verdadeiro. Neste caso, a especificação logarítmica é preferível à forma linear. É claro que outras formas funcionais poderiam ser superiores à forma logarítmica. Para uma conclusão mais definitiva nesta matéria seriam necessários, entretanto, mais experimentos do que se pretende realizar aqui. De qualquer forma, a especificação logarítmica tem já uma larga tradição em estudos sobre a demanda por moeda.

Apêndice

TABELA A.1

Resultados das regressões para a função de demanda por moeda no Brasil, com definições alternativas para o agregado monetário (M)

Período	Agregado monetário	Constante	L_y	L_r	L_π	\bar{R}^2	Teste de Chow	D.W.
1972/79	M1	0,775 (2,6)	1,205 (12,8)	-0,468 (-3,1)	-0,364 (-1,1)	0,976		1,115
	M2	-0,393 (-1,4)	1,372 (15,9)	-0,351 (-6,6)	-0,447 (-1,4)	0,940		1,797
	M3	-2,553 (-6,8)	1,667 (14,1)	-0,139 (-1,9)	-0,463 (-1,1)	0,955		1,566
	M4	-2,654 (-4,9)	1,579 (9,2)	0,015 (0,1)	-1,372 (-2,1)	0,908		1,459
1980/85	M1	6,389 (5,2)	0,041 (0,2)	-0,500 (-10,4)	-0,612 (-1,3)	0,943		1,801
	M2	1,978 (1,8)	0,646 (3,0)	-0,113 (-2,7)	-0,773 (-1,9)	0,713		0,97
	M3	1,853 (1,5)	0,578 (2,3)	0,019 (0,4)	-0,522 (-1,1)	0,130		1,102
	M4	0,033 (0,0)	0,859 (2,5)	0,135 (2,1)	-0,931 (-1,5)	0,240		0,700
1972/85	M1	1,497 (3,8)	1,084 (11,9)	-0,511 (-12,3)	-0,961 (-2,4)	0,944	13,631	1,264
	M2	0,922 (2,4)	0,964 (11,0)	-0,196 (-4,9)	-0,978 (-2,6)	0,761	18,503	0,631
	M3	-1,181 (-2,8)	1,287 (13,1)	-0,037 (-0,8)	-0,895 (-2,1)	0,818	13,978	0,774
	M4	-1,256 (-2,5)	1,213 (10,5)	0,081 (1,5)	-1,458 (-2,9)	0,790	6,478	0,708
1972/79	M'	-0,532 (-0,8)	1,225 (5,8)	-0,114 (-0,9)	-1,830 (-2,3)	0,701		1,201
1980/85	M'	-0,510 (-0,2)	1,050 (2,2)	0,013 (0,1)	-1,255 (-1,4)	0,185		0,611
1972/85	M'	0,739 (1,2)	0,890 (6,3)	-0,053 (-0,8)	-1,756 (-2,6)	0,442	3,551	0,604

NOTA: M1, M2, M3 e M4 são como definidos no texto; M' = M1 + estoques de ORTN e OTN em poder do setor privado; a estimação foi feita por Mínimos Quadrados Ordinários.

²¹ Este teste duplo é necessário porque a rejeição da hipótese nula não implica, neste caso, a aceitação da hipótese alternativa.

²² No caso da equação A.1, nenhuma das duas especificações rejeita a outra, o que "implica que cada uma das duas hipóteses competidoras contém alguma verdade em si mesma e é capaz de contribuir para a força explicativa da outra hipótese" [Hossain (1986, p. 41)].

TABELA A. 2

Estimativas das regressões por parte para a equação da demanda por moeda no Brasil (período: 1966-I/1985-IV), com as quebras (kink) da função ocorrendo em pontos alternativos

	1978				1979				1980			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
L_Y	0,972 (40,1)	0,958 (39,7)	0,956 (40,4)	0,940 (40,1)	0,951 (39,3)	0,937 (37,4)	0,944 (37,4)	0,949 (35,9)	0,948 (35,1)	0,940 (31,3)		
L_I	-0,248 (-5,1)	-0,282 (-6,5)	-0,285 (-5,7)	-0,336 (-7,3)	-0,303 (-6,5)	-0,348 (-7,1)	-0,336 (-6,7)	-0,317 (-6,0)	-0,331 (-6,1)	-0,337 (-5,6)		
L_π	0,015 (0,6)	-0,035 (-0,1)	-0,013 (-0,0)	0,116 (0,3)	0,030 (0,1)	-0,196 (-0,5)	-0,317 (-0,8)	-0,904 (-2,8)	-0,963 (-2,8)	-1,220 (-3,2)		
∂L_Y	-0,865 (-6,1)	-0,933 (-6,1)	-0,930 (-6,0)	-0,940 (-5,7)	-0,932 (-6,2)	-1,070 (-5,7)	-1,048 (-6,3)	-1,027 (-5,4)	-1,022 (-5,2)	-0,614 (-2,9)		
∂L_I	-0,264 (-4,7)	-0,233 (-3,8)	-0,229 (-3,9)	-0,172 (-3,2)	-0,212 (-3,8)	-0,172 (-2,9)	-0,190 (-3,1)	-0,241 (-3,8)	-0,231 (-3,6)	-0,256 (-3,5)		
∂L_π	-0,473 (-0,8)	-0,446 (-0,9)	-0,485 (-1,0)	-0,826 (-1,7)	-0,543 (-1,1)	-0,506 (-0,9)	-0,230 (-0,5)	0,620 (1,5)	0,647 (1,4)	0,918 (1,7)		
R^2	0,875	0,974	0,974	0,973	0,974	0,972	0,972	0,968	0,968	0,961		
D.W.	1,382	1,360	1,359	1,289	1,332	1,267	1,286	1,238	1,207	1,142		

	1980				1981				1982					
	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
L_Y	0,948 (32,6)	0,952 (32,1)	0,956 (33,1)	0,951 (30,3)	0,947 (30,5)	0,948 (31,0)	0,950 (31,3)	0,948 (29,9)	0,952 (29,9)	0,950 (30,1)				
L_I	-0,316 (-5,4)	-0,351 (-6,0)	-0,385 (-7,4)	-0,464 (-8,0)	-0,433 (-10,9)	-0,452 (-11,6)	-0,436 (-10,7)	-0,476 (-11,4)	-0,488 (-12,1)	-0,480 (-13,3)				
L_π	-1,348 (-3,9)	-1,339 (-3,6)	-1,270 (-3,3)	-0,936 (-2,4)	-0,753 (-2,0)	-0,853 (-2,5)	-0,935 (-2,6)	-0,806 (-2,2)	-0,805 (-2,1)	-0,793 (-2,3)				
∂L_Y	-0,749 (-3,5)	-0,757 (-3,3)	-1,002 (-4,3)	-0,661 (-2,7)	-0,789 (-3,2)	-0,898 (-3,5)	-0,888 (-3,7)	-0,661 (-2,6)	-0,689 (-2,6)	-0,805 (-2,8)				
∂L_I	-0,275 (-4,1)	-0,253 (-3,2)	-0,161 (-1,9)	-0,125 (-1,3)	-0,040 (-0,4)	-0,026 (-0,3)	-0,041 (-0,4)	-0,072 (-0,8)	-0,065 (-0,5)	-0,012 (-0,1)				
∂L_π	1,241 (2,7)	1,269 (2,5)	0,867 (1,5)	0,540 (0,8)	-0,100 (-0,1)	0,003 (0,0)	0,207 (0,3)	-0,025 (-0,0)	-0,065 (-0,1)	-0,075 (-0,2)				
R^2	0,963	0,961	0,962	0,966	0,957	0,959	0,959	0,955	0,955	0,956				
D.W.	1,170	1,120	1,039	1,030	0,959	0,974	0,954	1,055	1,046	1,020				

NOTA: Os números entre parênteses são valores da estatística t ; L_Y , L_I e L_π são como definidas na Tabela 1; e ∂ colocado diante desses variáveis representa a *dummy* que indica a diferença entre as respectivas elasticidades antes e depois da quebra (*kink*) da função.

TABELA A.3

Dados utilizados *

Anos	Trimestres	Y (1977=100)	r	π	m ₁ (1977=100)	m ₂ (1977=100)	m ₃ (1977=100)	m ₄ (1977=100)
1965	I	—	41,500	—	36,785	—	—	—
	II	—	36,100	1,089	38,923	—	—	—
	III	—	29,700	1,058	44,023	—	—	—
	IV	—	29,700	1,053	48,676	—	—	—
1966	I	38,098	29,000	1,120	44,472	—	—	—
	II	39,948	29,300	1,098	41,890	—	—	—
	III	41,118	33,100	1,077	40,606	—	—	—
	IV	39,802	31,400	1,054	40,971	—	—	—
1967	I	37,205	34,200	1,076	40,753	—	—	—
	II	38,727	33,400	1,062	43,035	—	—	—
	III	41,854	32,300	1,045	45,989	—	—	—
	IV	41,435	32,100	1,041	48,806	—	—	—
1968	I	40,578	32,200	1,068	48,165	—	—	—
	II	43,715	31,300	1,066	50,379	—	—	—
	III	45,869	31,400	1,049	50,775	—	—	—
	IV	47,020	31,300	1,051	53,030	—	—	—
1969	I	46,332	30,500	1,039	54,093	64,996	46,936	—
	II	48,684	30,400	1,037	55,594	66,391	48,346	—
	III	50,895	30,000	1,062	54,872	65,864	48,292	—
	IV	48,854	30,300	1,053	57,318	69,364	50,872	—
1970	I	49,100	30,700	1,036	57,659	45,623	33,887	—
	II	51,852	30,800	1,039	60,345	47,894	35,902	—
	III	55,147	29,500	1,060	59,584	46,144	34,961	—
	IV	55,784	29,400	1,044	61,092	47,667	36,171	—
1971	I	55,291	28,100	1,042	61,074	50,348	38,387	—
	II	57,856	28,100	1,056	62,499	52,054	39,846	—
	III	60,657	28,000	1,048	65,039	54,888	42,103	—
	IV	64,018	28,100	1,035	69,287	59,530	45,751	—
1972	I	61,464	27,100	1,045	66,903	60,190	46,483	47,375
	II	66,730	26,400	1,038	70,123	63,056	49,082	46,594
	III	67,023	24,500	1,038	71,539	65,849	51,820	50,308
	IV	70,608	24,300	1,030	78,448	73,006	57,585	56,108
1973	I	68,094	22,800	1,037	80,097	75,786	60,078	59,199
	II	74,408	22,200	1,039	88,541	83,368	66,263	64,900
	III	78,302	22,100	1,031	94,619	89,947	71,947	71,441
	IV	83,438	22,000	1,037	102,605	96,538	77,566	75,554
1974	I	80,483	22,700	1,075	100,330	94,219	76,390	73,027
	II	83,806	26,000	1,125	96,320	89,727	73,344	70,736
	III	88,381	27,100	1,051	95,940	89,158	74,254	72,022
	IV	88,613	27,100	1,049	101,623	94,614	80,500	75,790
1975	I	81,621	26,900	1,064	95,512	90,643	79,188	76,730
	II	86,026	27,100	1,059	99,930	95,215	83,939	82,254
	III	80,001	26,700	1,071	103,301	100,057	89,048	86,538
	IV	91,846	26,700	1,070	110,183	106,527	95,124	95,461
1976	I	90,071	27,200	1,096	104,680	100,858	92,588	74,651
	II	96,280	31,200	1,111	104,287	101,196	93,890	77,148
	III	97,237	33,100	1,110	100,572	98,236	93,369	77,777
	IV	98,835	35,900	1,082	105,063	100,760	97,207	79,830
1977	I	95,989	38,600	1,097	96,878	95,353	95,223	95,852
	II	99,948	38,300	1,113	98,194	97,462	96,374	96,316
	III	99,376	42,600	1,061	99,953	100,417	101,555	102,091
	IV	105,693	43,300	1,069	104,976	106,768	106,849	105,942
1978	I	103,076	42,100	1,086	99,478	105,176	104,821	104,260
	II	108,578	40,600	1,104	88,650	105,648	105,512	106,241
	III	109,446	40,500	1,092	89,813	106,905	108,773	109,622
	IV	115,346	43,700	1,080	104,646	111,984	114,506	113,875

(cont.)

Anos	Trimestres	y (1977=100)	r	π	m_1 (1977=100)	m_2 (1977=100)	m_3 (1977=100)	m_4 (1977=100)
1979	I	106,861	46,500	1,104	100,496	111,387	116,362	113,488
	II	116,536	46,000	1,120	98,946	111,202	115,211	113,183
	III	113,366	48,300	1,146	98,067	108,506	114,866	112,760
	IV	120,878	48,900	1,196	100,639	108,271	114,008	107,693
1980	I	121,855	51,200	1,190	92,412	102,516	110,373	102,210
	II	135,239	51,200	1,188	93,724	102,145	133,432	118,216
	III	134,236	52,700	1,223	84,305	89,614	99,194	93,118
	IV	129,844	65,300	1,219	86,898	91,663	98,439	89,320
1981	I	119,536	84,400	1,227	70,461	79,480	89,453	83,090
	II	130,248	86,500	1,189	67,518	78,611	91,086	85,730
	III	126,026	89,200	1,172	64,535	79,530	94,886	94,161
	IV	117,477	95,400	1,155	72,728	87,910	104,086	104,531
1982	I	113,724	99,800	1,187	64,855	83,415	103,101	108,021
	II	130,026	101,200	1,189	62,181	84,135	104,004	108,534
	III	129,864	121,200	1,212	58,025	80,828	102,630	108,748
	IV	122,050	136,300	1,153	63,108	84,860	108,635	114,946
1983	I	110,530	135,800	1,243	55,889	77,768	102,806	108,692
	II	124,721	164,100	1,291	50,841	74,890	89,083	103,408
	III	123,382	185,000	1,390	43,325	65,728	82,835	87,894
	IV	116,446	201,700	1,368	40,124	62,677	82,842	83,856
1984	I	114,426	233,200	1,323	36,447	63,901	93,632	91,826
	II	129,308	255,200	1,313	35,802	66,501	96,051	91,517
	III	131,328	252,900	1,332	34,150	67,270	97,661	97,851
	IV	128,161	349,400	1,370	35,823	70,265	101,708	106,826
1985	I	121,971	372,200	1,380	32,339	70,609	103,153	111,394
	II	136,722	289,200	1,290	34,381	76,898	111,229	125,690
	III	145,049	192,600	1,322	40,406	80,761	110,959	131,782
	IV	143,876	262,100	1,383	45,268	83,146	112,458	133,194
1986	I	133,621	188,500	1,429	50,301	86,791	120,408	137,670
	II	148,893	14,300	1,003	103,069	127,360	146,555	161,550
	III	180,608	26,700	1,031	125,610	149,515	163,998	146,554
	IV	155,252	89,000	1,117	134,519	173,146	178,075	153,811
1987	I	149,140	453,200	1,470	81,875	127,627	145,214	151,622
	II	165,911	584,800	1,928	46,141	76,096	106,542	122,903

* y = PIB real; r = taxa de juros (letra de câmbio) anualizada; π = P/P_{-1} , onde P_{-1} é o nível de preço um período atrás; m_1 = $M1/P$, onde $M1$ = meios de pagamento; m_2 = $M2/P$, onde $M2$ = $M1$ + depósitos a prazo; m_3 = $M3/P$, onde $M3$ = $M2$ + depósitos em cadernetas de poupança; m_4 = $M4/P$, onde $M4$ = $M3$ + títulos do governo em poder do setor privado.

Abstract

The estimates are based on quarterly data for the 1966/85 period; this is divided into two subperiods, i.e., 1966/79 and 1980/85, such that structural changes due to the financial innovations of the 1980's could be tested for. Two basic specifications for the money demand function are considered; the first is a linear relationship between the logarithm of the real money balance and the logarithm of the following variables: real income, nominal interest rate and inflation rate. The second specification assumes a real partial adjustment process to the previous model. The paper concludes that the money demand function has shifted downwards since 1980. A discussion concerning the demand for money during the Cruzado Plan period is also undertaken.

Bibliografia

- BATTEN, D. S., and THORNTON, D. L. *M1 or M2: which is the better monetary target?* Federal Reserve Bank of St. Louis, June/July 1983, pp. 36-42.
- BROWN, R., DURBIN, J., and EVANS, J. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, pp. 149-64, 1975.
- CARDOSO, E. A. A money demand equation for Brazil. *Journal of Development Economics*, 12:183-93, 1983.
- CYSNE, R. P. Moeda indexada. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 39 (1) :57-74, jan./mar. 1985.
- DARRAT, A. F. The demand for money in Brazil: some further results. *Journal of Development Economics*, 18 (2-3) :485-91, 1985.
- . The demand for money in some major OPEC members: regression estimates and stability results. *Applied Economics*, 18:127-42, 1986.
- ERICSSON, N. R., e PEREIRA, P. L. V. *Interpreting Cardoso's (1981-1983) empirical analysis of Brazilian money demand*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, out. 1987, mimeo.
- FISHLOW, A. A economia política do ajustamento brasileiro aos choques do petróleo: uma nota sobre o período 1974/84. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 16 (3) :507-50, dez. 1986.
- FRAGA NETO, A. *Problemas do controle monetário no Brasil*. Rio de Janeiro, PUC/RJ, fev. 1986. (Texto para Discussão, 156.)
- GERLACH, S., and DE SIMONE, F. N. A money demand equation for Brazil: comments and additional evidence. *Journal of Development Economics*, 18 (2-3) :493-501, 1985.
- GOLDFELD, S. M. The demand for money revisited. *Brookings Papers on Economic Activity*, 3:577-646, 1973.
- . The case of the missing money. *Brookings Papers on Economic Activity*, 3:683-739, 1976.
- GOLDFELD, S. M., and SICHEL, D. E. Money demand: the effects on inflation of alternative adjustment mechanisms. *The Review of Economics and Statistics*, 69 (3) :511-5, Aug. 1987.
- GUILHOTO, J. J. M. *Aggregate demand for narrow and broad money: a study for the Brazilian economy (1970-1983)*. São Paulo, FIPE/USP, jan. 1986. (Texto para Discussão Interna, 01/86.)

- GURLEY, J. G., and SHAW, E. S. *Money in a theory of finance*. Washington, D. C., The Brookings Institution, 1960.
- HAFNER, R. W., and HEIN, S. E. Financial innovation and the interest elasticity of money demand: some historical evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 16 (2):247-53, May 1984.
- HOSSAIN, Md. A. *The short-run demand for real money balances in the Bangladesh economy: a theoretical and empirical analysis*. Austrália, La Trobe University, May 1986. (Discussion Paper, 6/86.)
- MACKINNON, J., WHITE, H., and DAVIDSON, R. Tests for model specification in the presence of alternative hypothesis: some further results. *Journal of Econometrics*, 21:53-70, 1983.
- MILBOURNE, R., and MOORE, H. A. Some statistical evidence on the effects of financial innovation. *Review of Economics and Statistics*, 68 (3): 521-5, Aug. 1986.
- MITCHELL, D. W., and SPEAKER, P. J. A simple flexible distributed lag technique: the polynomial inverse lag. *Journal of Econometrics*, 31:329-40, 1986.
- PINDYCK, R. S., and RUBINFELD, D. L. *Econometric model and economic forecasts*. New York, McGraw-Hill, 1981.
- ROSSI, J. W. *The demand for money in Brazil revisited*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, out. 1986. (Texto para Discussão Interna, 96.)
- . *The demand for money in Brazil: what happened in the 1980's?* São Paulo, 7.º Encontro Latino-Americano da Econometric Society, ago. 1987.
- THOMAS, R. L. *Introductory econometrics: theory and applications*. New York, Longman Inc., 1985.

(Originais recebidos em setembro de 1986. Revisitos em janeiro de 1988.)