

Moeda Indexada*

Rubens Penha Cysne**

Este texto se divide em duas partes. Na primeira, estuda-se empiricamente a queda na demanda de moeda ocorrida entre 1979 e 1983, salientando-se o papel desempenhado neste processo pelo surgimento de inovações financeiras e aumento de liquidez de ativos (ditos) não-monetários. Neste ponto destaca-se a relativa ineficácia de um combate à inflação baseado exclusivamente no controle da expansão de M_1 . Em seguida, desenvolve-se um modelo que tenta captar os efeitos sobre a inflação e o nível de atividade econômica, decorrentes da utilização, por parte dos agentes econômicos, de ativos indexados como reserva de liquidez alternativa a M_1 . Conclui-se que o aumento de liquidez de ativos considerados não-monetários protege o produto dos choques de oferta, conferindo-lhe maior estabilidade a ser paga pela exposição da inflação aos choques de oferta e demanda.

1. Introdução; 2. Moeda: um conceito vetorial; 3. Resultados empíricos; 4. Conclusões da análise empírica; 5. Um modelo estocástico com moeda indexada.

1. Introdução

A discrepância observada ao longo dos últimos quatro anos entre a taxa de crescimento dos preços (124,6% — IGP-DI) e da moeda (76,2% — M_1) tem causado um desconforto crescente a quantitativistas neoclássicos. Para analistas habituados a deflacionar as causas da inflação, a diferença constitui a prova inequívoca de moeda que não é causa do crescimento do nível de preços. Os mais ousados chegam mesmo a postular que a atual inflação é compatível com taxas de crescimento monetário bem mais elevadas, não entendendo por que as autoridades monetárias insistem em estipular valores tão elevados ao crédito.

Ainda que as explicações da inflação brasileira encontrem hoje em dia muito maior amparo do lado dos custos, deve-se salientar o risco inerente a raciocínios do tipo anteriormente explicitado, que não resistem a uma análise das relações da

* Este trabalho resume um dos capítulos da tese de doutorado *Política macroeconômica no Brasil — 1964-66 e 1980-84*, que contou com o suporte financeiro do PNPE. O autor deseja expressar seus agradecimentos a Fernando Holanda Barbosa, Mario Henrique Simonsen, Eduardo Modiano e Celso L. Martone, cujos valiosos comentários em muito contribuíram para a preparação desta versão. Desnecessário mencionar, as opiniões apresentadas bem como os erros porventura existentes devem ser debitados exclusivamente ao autor.

** Professor na EPGE-FGV.

curva de Phillips correntemente estimadas para o Brasil.¹ Nestas, um *trade off* relativamente modesto,² mas seguramente não-nulo, entre inflação e capacidade ociosa na indústria, deixa bem claro que, *coeteris paribus*, um aumento na taxa de expansão monetária leva a um aumento da taxa de inflação. Este argumento pode demandar algum embasamento às teorias que tentam elucidar o(s) elo(s) de ligação entre o setor financeiro e o setor real da economia, mas certamente não deve nenhuma satisfação ao valor *ex-ante* da variação logarítmica do índice de preços.

Não falta também quem queira dar ares endógenos à queda de liquidez real. Segundo esta corrente, as elevadas expectativas de inflação, associadas a algumas restrições oriundas do relacionamento com o setor externo, ao estipular elevados valores às taxas de juros, determinavam implicitamente, para um dado nível de renda, a queda nos índices de liquidez real. O problema deste argumento é a imprecisão quantitativa, pois, como veremos a seguir, a referida queda ultrapassa os limites ditados pela elevação das taxas de juros. Explicações deste último fato têm recorrido à substituição de M_1 por outros ativos financeiros (Harris, 1983) ou (implicitamente) a uma elasticidade juros crescentes da função de demanda de moeda (Gonçalves, 1981). Essa discussão é encampada (ainda que secundariamente) neste trabalho.

Independentemente da linha de pensamento, parece haver acordo que, quando se trata de prever a inflação, a taxa de crescimento dos meios de pagamento em seu conceito mais usual (M_1) não se tem constituído num bom indicador. E pior, o fato é certamente minorado, mas não eliminado, ainda que se leve em conta o ajuste endógeno da velocidade renda às recentes elevações do patamar inflacionário.³ A freqüente subestimativa das previsões efetuadas através de parâmetros previamente estimados, a respeito da queda de demanda de liquidez real, bem como a rejeição da hipótese de estabilidade dos coeficientes a um nível de significância de 5% são aqui apresentadas como evidência empírica para tal fato. Neste contexto, a explicação de tais resultados sob o ponto de vista da substituição de M_1 por outros ativos foi testada (ainda que de forma simplificada), e não rejeitada.⁴

2. Moeda: um conceito vetorial

Como se sabe, a definição apropriada de moeda envolve a especificação conjunta de um objetivo e um modelo, o primeiro estabelecendo as características inerentes ao agregado desejado e o segundo apresentando uma forma de se proceder à veri-

¹ Ver, por exemplo, Cysne (1984), Barbosa (1983), Lopes (1983), Modiano (1983), Simonson (1980), Contador (1977) e Lemgruber (1974, 1980).

² Em particular, nas estimativas mais recentes.

³ A velocidade renda da moeda aumentou 28,3% entre 1980 e 1983.

⁴ O que corrobora resultados anteriores obtidos por Contador (1974) para o período 1970-73. Este autor utilizou o método alternativo de cálculo da elasticidade de substituição entre ativos, partindo de uma função utilidade CES que, por hipótese, deveria prover uma adequada aproximação à verdadeira função utilidade.

guação empírica destas propriedades. Assim, se estipularmos como objetivos a determinação de um conceito monetário que nos possibilite um bom entendimento da evolução do produto nominal e, ao mesmo tempo, admitirmos como modelo a equação quantitativa da moeda em sua versão mais simples (com velocidade renda constante), terminaremos por escolher como moeda o agregado que apresente a maior correlação simples com o PIB nominal. Isto é o que fizeram Friedman & Meiselman (1964) para os EUA e Contador (1978) para o Brasil.⁵ Utilizando dados trimestrais pertinentes ao período 1969-76, Contador sugere como moeda um agregado composto por M_1 mais depósitos à vista nas Caixas Econômicas Federal e Estaduais, saldo em caderneta de poupança, depósitos a prazo fixo sem correção monetária nos bancos comerciais e 20% do estoque de títulos da dívida pública federal (LTN e ORTN). Esta conclusão, todavia, deve ser precedida de uma certa cautela. De fato, o modelo (anteriormente citado) utilizado por Friedman & Meiselman pode não ser o mais adequado para o Brasil, que apresenta, em relação aos EUA, uma inflação muito mais elevada e instável.⁶

Uma severa dúvida sobre este tipo de metodologia foi também colocada por Kaufman (1969), que mostra a elevada sensibilidade dos conceitos monetários assim definidos em relação à estrutura de defasagem escolhida, bem como no tocante ao período da amostra utilizada. Além disso, deve-se destacar que exercícios deste tipo trazem consigo o problema de identificação, já que a inflação em si explica em boa parte o crescimento dos ativos indexados.

O ideal seria a determinação do conceito de moeda a partir de modelo mais abrangente, composto de um sistema de equações que levasse em consideração todas as variáveis relevantes à análise em questão. Fica claro, então, que este conceito deve variar no tempo, no espaço e de acordo com os objetivos do pesquisador. Nas palavras do próprio Friedman:

"The definition of money is to be sought for not on grounds of principle but on grounds of usefulness in organizing our knowledge of economic relationship. 'Money' is that to which we choose to assign a number by specified operations, it is not something in existence to be discovered like the American Continent; it is a tentative scientific construct to be invented like 'length' or 'temperature' or 'force' in Physics."⁷

Decorre daí que a associação invariante de liquidez a M_1 pode levar a alguns erros de avaliação, já que este não é necessariamente sempre o melhor agregado a satisfazer as três dimensões anteriormente assinaladas. Suponhamos, por exemplo,

⁵ Em adição a esta condição, estipula-se outra, pela qual o agregado financeiro em questão deve apresentar maior correlação como PIB do que qualquer um dos seus componentes tomado separadamente. Esta visa a assegurar que o aumento na correlação se deve à inclusão do novo componente no conceito de oferta monetária em questão, e não à boa correlação entre o PIB e este novo ativo tomado separadamente.

⁶ Este problema foi levantado inicialmente por Gonçalves (1981).

⁷ Friedman, M. & Schwartz, A. *Monetary history of the United States*. p. 137.

que tenhamos por objetivo estudar a relação entre liquidez e despesa no período t da evolução de determinado sistema econômico, e elejamos como uma das equações do modelo a relação de equilíbrio monetário $M_1/P = L(r, y)$, r designando a taxa nominal de juros, y o nível de renda real e P o índice de preços. Pode ser que a opção por M_1 gere bons resultados, sendo este o conceito monetário mais adequado à análise em questão, da forma como foi proposta. Nada impede, contudo, que, se nos deslocarmos no tempo, no espaço ou na forma funcional, este agregado passe a apresentar resultados menos satisfatórios. Imaginemos, na linha do exemplo anterior, que o país analisado tenha passado por um marcante desenvolvimento no setor de intermediação financeira, levando a uma crescente substituição de encaixes em M_1 pela retenção de ativos remunerados de elevada liquidez. Isto poderia exigir, numa análise da economia no período $t + i$, a substituição da formulação já apresentada por outra do tipo $M_1/P = L(r, y, x)$, sendo x uma variável responsável pela captação do fenômeno de substituição de M_1 por outros ativos. Adiantando os resultados a serem obtidos, teremos concluído ao final deste estudo que este é exatamente o caso da economia brasileira, quando se passa de um período de relativa incipiência do mercado financeiro, como 1964-67, a uma fase de crescente utilização de liquidez não associada ao conceito mais restritivo de moeda (M_1), como 1981-84.

Com o passar do tempo, é natural que o surgimento de novos ativos financeiros, apoiado pelo aumento de liquidez dos já existentes, estabeleça um processo autônomo de queda na demanda de M_1 , aumentando a velocidade de circulação da moeda.⁸ A variação tende a ser tão mais aguda, quanto maior o desenvolvimento do setor financeiro dito não-monetário. A maior disposição dos agentes econômicos em arcar com os custos inerentes às inovações, quando a taxa nominal de juros (esperada) se eleva de patamar, nos leva a supor que este processo se acelere nos períodos de exacerbação da taxa de inflação. Em termos de um diagrama IS-LM, isto equivaleria a uma curva LM menos inclinada, diminuindo a eficácia da política monetária no controle da demanda agregada. Além disso, é razoável admitir que a liquidez de qualquer ativo aumente na medida em que este se torna mais difundido, o que no caso dos ativos indexados ocorre proporcionalmente à taxa de crescimento do nível de preços.⁹ No Brasil, onde o processo de criação e difusão de novos ativos se acelerou sobremaneira a partir de 1964, é de se esperar que tenha ocorrido um conseqüente deslocamento autônomo (para a esquerda) na função de demanda de M_1 devido a este fato. Este deslocamento foi calculado por Simonsen (1980) utilizando a regressão:

$$z_t - \pi_t = -3,9475 + 1,2980 n_t - 0,481 (\pi_t - \pi_{t-1}) \quad (1)$$

$(-1,65) \quad (4,15) \quad (-3,85)$

$R^2 = 0,5695$
 $D.W. = 2,1751$

⁸ Definida em termos deste agregado.

⁹ Já que no longo prazo a correção monetária não se distancia significativamente (em termos deste argumento) deste valor.

onde z = taxa de crescimento (logarítmica) de M_1 ;

n = taxa de crescimento (logarítmica) do índice de produto real;

Obs.: Os valores entre parênteses denotam as estatísticas t .

para o período 1950-78. Na ausência de uma variável que capte especificamente os efeitos das inovações financeiras, a equação (1) impõe um valor constante para a referida queda estimado em torno de 4% ao ano.

Os argumentos desenvolvidos no parágrafo anterior, no entanto, segundo os quais este processo deve tornar-se mais intenso com o aumento da taxa de inflação, nos levam a crer que o mesmo tenha-se acelerado nos últimos anos, gerando uma dificuldade exógena a qualquer possível tentativa de estabilização inflacionária — de fato, a equação (9) a seguir nos mostrará que esta hipótese não pode ser rejeitada. Dois bons exemplos nesta linha são a popularização de aplicações no mercado aberto (por intermédio da utilização de cartas de recompra) e a recente redução no prazo mínimo remunerável das cadernetas de poupança, que passou de trimestral a mensal.

Nem todos concordam quanto à relevância deste fato em termos de política econômica. Gonçalves (1981), por exemplo, lembra que em economias com alto índice de inflação, a demanda de moeda se dá unicamente por motivos transacionais, onde outros ativos não são aceitos (na expressão do autor, “ninguém pode comprar um sorvete com LTN”). O argumento equivale a postular uma elasticidade juros da demanda de moeda como função crescente da própria taxa de juros.¹⁰ Este fato, contudo, não foi testado no referido trabalho, nem o será aqui. Embora ele também seja compatível com o ponto central de nosso estudo, que consiste em identificar algumas dificuldades no combate à inflação específicas ao período atual, uma avaliação dos fatos¹¹ nos faz optar por uma outra linha de raciocínio, para explicar a inusitada queda na demanda de moeda aqui constatada. Esta se constitui na substituição de M_1 por outros ativos financeiros (não-pertencentes a esta classificação).

3. Resultados empíricos

Uma boa resenha dos estudos empíricos de demanda de moeda no Brasil até 1978 pode ser encontrada em Barbosa (1978). Desenvolveremos aqui uma análise complementar, objetivando verificar a hipótese de que o processo de deslocamento da função $L(r, y)$ tenha-se acentuado nos últimos anos.

Este fato (que efetivamente comprovaremos), pode ser compatível com diversas explicações (como, aliás, sempre ocorre em avaliações empíricas), dentre as

¹⁰ Deve-se observar que as equações aqui estimadas, a despeito da utilização de uma taxa logarítmica de inflação, não impõem uma elasticidade juros constante de demanda de moeda. Para se obter este valor no período t o coeficiente estimado da variável em questão (π_t) deve ser multiplicado por $(P_t - P_{t-1})/P_t$, onde P_t denota o índice de preços no instante t .

¹¹ Referimo-nos ao já mencionado aumento de liquidez dos ativos (ditos) não-monetários.

quais se incluem aquelas que lembram o processo de inovações financeiras. Verificaremos que a hipótese de que a queda na demanda de M_1 tenha-se dado devido à sua substituição por alguns haveres ditos não-monetários não pode — ressalvadas as devidas limitações da variável *proxy* utilizada para tal fim — ser rejeitada no nível de significância de 5%.

Deixando de lado alguns problemas em geral inerentes a este tipo de pesquisa (como estrutura ideal de defasagem, obtenção da melhor aproximação possível para a inflação esperada, inexistência de uma série fidedigna de taxas de juros nominais devido à existência de controle em vários diferentes períodos etc.), iniciamos, utilizando dados pertinentes ao período 1947-83, pela equação:

$$m - p = 4,06195 + 0,770115 y - 0,945833\pi$$

$$(33,33) \quad (24,08) \quad (-8,42) \quad (2)$$

$$R^2 = 0,9505$$

$$D.W. = 0,5678$$

$$(1947-83)$$

onde m = logaritmo da oferta monetária em bilhões de cruzeiros;

p = logaritmo do índice de preços (IGP-DI);

y = logaritmo do índice de produto real;

π = taxa (logarítmica) de inflação ($p_t - p_{t-1}$), utilizada como *proxy* para a taxa de inflação esperada.

Como se sabe, a utilização de expectativas racionais para a formação das variáveis de inflação esperada implica que os resíduos da equação (2) estejam correlacionados com as variáveis explicativas. Contudo, uma reestimativa desta equação utilizando como variáveis instrumentais π_{t-1} e y_{t-1} não afeta significativamente o valor dos parâmetros:

$$m - p = 3,96690 + 0,800418 y - 1,07653\pi$$

$$(29,10) \quad (21,17) \quad (-7,67) \quad (3)$$

$$D.W. = 0,5712$$

$$(1948-83)$$

Observa-se em ambos os casos que todos os coeficientes são significativos (ao nível de 5%) e apresentam o sinal teoricamente previsto. O valor da elasticidade de renda (0,77 na primeira regressão e 0,80 na segunda) se encontra na faixa entre 0,7 e 1,0, representativa da maior parte dos estudos do gênero efetuados para a economia brasileira até 1974 (ver Barbosa, 1978) e também em períodos mais recentes (Simonsen, 1980; Cardoso, 1981). Ainda assim, a pobre estatística Durbin Watson comum a ambas estimativas nos alerta sobre a possibilidade de erro de especificação, possivelmente pela omissão de alguma variável que possa captar o efei-

to das inovações.¹² Neste caso, como o coeficiente teoricamente esperado para esta variável é negativo e sua correlação com o produto positiva, a sua não-inclusão poderia implicar, dentre outras coisas, uma subestimativa da elasticidade renda.

Reestimando esta equação pelo método Cochrane-Orcutt, para correlação do problema de autocorrelação serial dos resíduos, obtivemos

$$m - p = -0,627573 + 1,40139 y - 0,56275 \pi \quad (4)$$

$(-0,32) \quad (4,66) \quad (-4,74)$

$R^2 = 0,9801$
 $D.W. = 1,198$
 $Rho = 0,972$
 $(1947-83)$

A razoável alteração nos valores dos coeficientes estimados corrobora a hipótese de omissão variável relevante. Uma primeira *proxy* para inovações foi a variável $t = A - 1947$, com A variando de 1947 a 1983. Obtivemos então:

$$m - p = 1,37368 + 1,65238 y - 0,787604 \pi - 0,062792 t \quad (5)$$

$(2,07) \quad (7,62) \quad (-7,83) \quad (-4,10)$

$R^2 = 0,9672$
 $D.W. = 0,594$
 $(1947-83)$

Apesar de permanecermos impedidos de negar a presença de auto-relação serial dos resíduos, verifica-se que a variável t , além de significativa para um erro do tipo um fixado em 5%, apresenta o sinal teoricamente esperado. Todavia, a presença de forte correlação entre a renda e a variável de inovações (0,995) impede uma estimação precisa dos coeficientes da regressão. A baixa estatística de D.W. nos levou novamente a uma reestimativa utilizando o método de Cochrane-Orcutt, quando então obtivemos:

$$m - p = 1,01011 + 1,83204 y - 0,484361 \pi - 0,0889512 t \quad (6)$$

$(0,99) \quad (6,14) \quad (-4,28) \quad (-4,00)$

$R^2 = 0,9845$
 $D.W. = 0,5306$
 $Rho = 0,91377$
 $(1947-83)$

¹² Neste estágio, a introdução da hipótese de ajuste parcial da demanda à oferta em nada melhorou os resultados. De fato, o problema de ajuste perde boa parte de sua importância quando se trabalha com dados anuais.

A tentativa de construção de uma variável que captasse especificamente o efeito das inovações nos levou às equações:

$$m - p = 3,62109 + 0,908746 y - 1,07004\pi - 0,028333 x_1 \quad (7)$$

(15,5) (12,99) (-8,88) (-2,19)

$$R^2 = 0,9529$$

$$D.W. = 0,647$$

(1949-83)

$$m - p = 1,8302 + 1,54133 y - 1,43940\pi - 0,191094 x_1 \quad (8)$$

(3,45) (9,02) (-10,98) (-4,64)

$$R^2 = 0,9453$$

$$D.W. = 1,3802$$

(1964-83)

$$m - p = 1,60029 + 1,60992 y - 1,50077\pi - 0,200098 x_2 \quad (9)$$

(2,70) (8,41) (-10,46) (-4,49)

$$R^2 = 0,9432$$

$$D.W. = 1,3992$$

(1964-83)

onde x_1 = logaritmo do estoque real de ORTN,¹³ depósitos a prazo fixo e depósitos em caderneta de poupança.

A variável x_2 se distingue de x_1 por incluir também o saldo real de LTN em poder do público.

Conforme se observa, a inclusão da variável x , além de apresentar o sinal previsto e se mostrar significativa, melhora bastante a estatística D.W., tornando-se agora inconclusiva a hipótese de correlação serial dos resíduos.

A possibilidade de uma demanda de moeda afetada por um termo de tendência acrescido de um passeio aleatório foi testada pela regressão em primeiras diferenças:¹⁴

$$z_t - \pi_t = 0,0861177 + 1,87341 n_t - 0,498095 (\pi_t - \pi_{t-1}) \quad (10)$$

(-4,32) (7,02) (-4,97)

$$R^2 = 0,7373$$

$$D.W. = 1,7946$$

$$SQR = 0,103772$$

(1948-83)

onde se observa que o valor obtido da estatística D.W. não descarta esta possibilidade.

¹³ Em poder do público.

¹⁴ A ser verdadeira esta hipótese, a equação em primeiras diferenças não deveria apresentar correlação serial de primeira ordem, pois o termo estocástico associado seria um ruído branco.

A equação sugere uma queda uniforme de 8,61% ao ano¹⁵ na demanda de moeda, decorrente, possivelmente, do processo de inovações financeiras. Esta hipótese de uniformidade, contudo, é imposta à equação (10). Como não temos uma variável que capte este fenômeno – o que as equações (7), (8) e (9) já mostraram ser necessário – os estimadores referidos, incluindo a constante, são todos viesados. De forma a testar a hipótese de que esta queda tenha-se acentuado, a partir de 1978, iniciamos pela inclusão de uma variável *dummy* (*d*) que assume o valor 1 a partir de 1978 e zero nos anos anteriores. Obtivemos:

$$z_t - \pi_t = -0,0531953 + 1,51517n_t - 0,391749(\pi_t - \pi_{t-1}) - 0,0907583d \quad (11)$$

(- 2,55)
(5,70)
(- 4,08)
(- 3,03)

$$R^2 = 0,7974$$

$$D.W. = 2,257$$

O sinal teoricamente previsto e a significância da variável *d* não nos permitem rejeitar a hipótese levantada. A taxa anual de queda na demanda de moeda assume agora o valor bem mais modesto (e razoável) de 5,18%.

Um outro teste consistiu em estimar a equação (10) até o período 1983-*t* (*t* variando de 1 a 5) e comparar as previsões obtidas a partir dos coeficientes com os valores efetivamente realizados. Em adição, testamos também a estabilidade dos coeficientes das regressões, utilizando o método sugerido por Chow (Maddala, 1977, p. 460). Os resultados estão expressos no quadro 1, onde:

1. O teste Chow foi conduzido de acordo com as hipóteses:

$H_0: b(n_1) = b(n_1 + n_2)$ e $H_1: b(n_1) \neq b(n_1 + n_2)$, *b* representando o vetor de coeficientes.

2. X^* representa os valores assumidos pelas variáveis exógenas no período de previsão, n_1 os anos de 1949 a 1983-*t*, e n_2 os anos finais da amostra.

3. O teste *t* das previsões foi conduzido de acordo com as hipóteses:

$H_0: z_t - \pi_t = X^*b$ e $H_1: z_t - \pi_t \neq X^*b$. Neste teste, *A* representa “hipótese não-rejeitada” e *R* “hipótese rejeitada”.

A súbita elevação da estimativa do valor da constante da equação (10) quando se incluem os dados relativos aos anos subseqüentes a 1981 corrobora a hipótese anteriormente levantada, de uma acentuação do processo de deslocamento para a esquerda da função de demanda de moeda. Observa-se no quadro 2 que as previsões efetuadas *sempre subestimam*¹⁶ a efetiva queda na demanda de

¹⁵ Em taxa logarítmica.

¹⁶ Com exceção de um único entre os 15 casos (a previsão para 1983 da equação 1949-80).

liquidez. Em sete das 15 projeções efetuadas, os valores efetivamente ocorridos não chegam sequer a pertencer ao intervalo de confiança a nível de 5%. A mesma conclusão é obtida ao se analisarem os resultados do teste de estabilidade dos coeficientes, quando a hipótese nula $b^2 (1949/1983-t) = b (1983 - t/1983)$ é rejeitada para t variando de um a três, ao nível de significância de 5%. Em particular, observa-se que as previsões realizadas para o ano de 1981 são sistematicamente rejeitadas, em contraposição aos outros anos, que têm pelo menos uma previsão não-rejeitada. Uma possível explicação para o fato, na linha até aqui defendida, consiste em lembrar que 1981 foi exatamente, desde 1975, o ano de maior crescimento do estoque real de haveres (ditos) não-monetários,¹⁷ cujo montante alcançou um acréscimo de 37% em relação ao ano anterior.

Quadro 1
Previsões de demanda de moeda — equação (10)
Período de estimação

Coeficientes (Estatística t)	1949-78	1949-79	1949-80	1949-81	1949-82
<i>Constante</i>	- 0,037 (- 1,57)	- 0,037 (- 1,62)	- 0,037 (- 1,58)	- 0,068 (- 3,04)	- 0,082 (- 3,73)
n_t	1,29 (4,19)	1,29 (4,27)	1,27 (4,15)	1,67 (5,59)	1,82 (6,11)
$\pi_t - \pi_{t-1}$	- 0,430 (- 3,77)	- 0,435 (- 3,97)	- 0,500 (- 5,18)	- 0,514 (- 4,78)	- 0,480 (- 4,37)
R^2	0,55	0,56	0,61	0,65	0,64
D.W.	2,12	2,13	2,01	1,84	1,72
S.Q.R.	0,0689448	0,069047	0,0733794	0,092687	0,103135
<i>Previsão/valor efetivo</i>					
1979	- 0,0016 (- 0,0088)				
1980	- 0,0518 (- 0,1296)	- 0,053 (- 0,1296)			
1981	- 0,0819 (- 0,2451)	- 0,0826 (- 0,2451)	- 0,1060 (- 0,2451)		
1982	0,0115 (- 0,1182)	0,01144 (- 0,1182)	0,0483 (- 0,1182)	- 0,0086 (- 0,1182)	
1983	- 0,1937 (- 0,3007)	- 0,1954 (- 0,3007)	- 0,3303 (- 0,3007)	- 0,2600 (- 0,3077)	- 0,2695 (- 0,3077)

continua

¹⁷ Referimo-nos ao estoque de títulos relacionados à variável x_j já mencionada.

continuação

Coefficientes (Estatística t)	1949-78					1949-79					1949-80			1949-81		1949-82	
<i>Estatísticas</i>																	
Teste Chow (5%)	Rejeitada					Rejeitada					Rejeitada			Aceita		Aceita	
Teste Chow (1%)	Aceita					Aceita					Aceita			Aceita		Aceita	
Teste t das Previsões (5%)	70 A	80 A	81 R	82 R	83 R	80 A	81 R	82 R	83 A	81 R	82 R	83 A	82 A	83 A	83 A		
Erro médio	- 0,09761					- 0,1184					- 0,0920			- 0,0751		- 0,0311	
Erro médio quadrático	0,1105					0,1226					0,1264			0,0826		0,0311	
Correlação da previsão com o valor efetivo	0,8774					0,9153					0,9466			1,00		-	

Os resultados apresentados no quadro 2, contudo, não devem ser tomados sem uma análise da equação (10), que lhes deu origem. Se a interpretarmos isoladamente como uma equação de demanda de moeda, tomando como variável endógena o termo $z_t - \pi_t$, não há maiores problemas. Se, no entanto, admitirmos a exogeneidade do termo z_t , e a tomarmos como uma equação de demanda, constituindo-se numa das relações estruturais pertinentes a um sistema utilizado para determinar endogenamente π_t e y_t ,¹⁸ então devemos tomar alguns cuidados. Isto porque, sob esta hipótese, a endogeneidade da variável π_t implicaria que os resíduos da equação (10) estivessem correlacionados com as variáveis explicativas, quando então os coeficientes estimados seriam inconsistentes. Uma forma de tentar contornar o problema seria reestimar a equação (10) para os diferentes períodos, fazendo uso do método das variáveis instrumentais. Ainda assim, como se trata de uma amostra relativamente pequena (n variando de 30 a 35 observações), não há nenhum motivo particularmente forte para que se garanta que o viés inerente às estimativas do quadro 2 seja maior do que aqueles obtidos quando da utilização deste último método. Não obstante, novas regressões efetuadas revelaram que a equação (10) é bastante sensível ao procedimento de estimação utilizado. Os valores encontrados através da utilização de variáveis instrumentais¹⁹ se mostraram qualitativamente inferiores, tanto em termos de significação (em relação a uma distribuição assintoticamente normal), como no tocante a uma comparação com os valores usualmente observados em estudos do gênero.

¹⁸ O que, obviamente, revela uma análise mais completa.

¹⁹ Utilizaram-se como instrumentos, respectivamente, as variáveis n_{t-1} , $\pi_{t-1} - \pi_{t-2}$ e n_{t-2} e $\pi_{t-2} - \pi_{t-3}$

4. Conclusões da análise empírica

Pelos testes até aqui efetuados, a tese de que a substituição de M_1 por outros ativos financeiros esteja dificultando a condução da política monetária não pode ser rejeitada num confronto com os dados. Um estudo deste efeito sobre a evolução de algumas variáveis macroeconômicas é desenvolvido no item 5, onde faremos uso de um modelo que leva em consideração a oferta adicional de liquidez não gerada por M_1 .

5. Um modelo estocástico com moeda indexada*

Suponhamos, na linha proposta por Contador (1978), que a liquidez da economia possa exprimir-se por um agregado monetário composto não apenas por M_1 , mas também por uma fração (λ) do estoque existente de títulos indexados em poder do público, como caderneta de poupança, depósitos a prazo, ORTN etc. Em termos estilizados, isto poderia ser traduzido por uma oferta monetária no instante t (Z_t) dada (em log) por:

$$Z_t = m_t + \lambda X_t \quad 0 < \lambda < 1 \quad (12)$$

onde $m_t = \log M_1$ e X_t representa a liquidez adicional a M_1 .

Designado por x_t o logaritmo do estoque real destes títulos no instante t , podemos escrever:

$$X_t = x_t + p_t \quad (13)$$

onde p_t representa o logaritmo do nível de preços no instante t .²⁰ Substituindo (13) em (12), obtemos a equação de oferta monetária:

$$Z_t = m_t + \lambda (x_t + p_t) \quad (14)$$

Com esta formulação, o equilíbrio no mercado monetário e de bens pode ser representado pelas equações:

$$m_t + \lambda (x_t + p_t) - p_t + e_{2t} = F(\hat{y}_t + h_t) - Br_t - J(r_t - E_{t-1} N_t) \quad (15)$$

$$h_t = C - D(r_t - E_{t-1}(p_{t+1} - p_t)) + e_{1t} \quad (16)$$

onde $h_t = y_t - \hat{y}_t$ representa o hiato de produto, e_{2t} um choque exógeno na de-

* Em seus traços gerais, as curvas IS-LM log lineares aqui utilizadas seguem o mesmo padrão apresentado em Simonsen (1983).

²⁰ Estamos admitindo implicitamente que a correção monetária acompanhe exatamente a evolução da inflação.

manda de moeda e $E_{t-1} N_t$ a correção monetária esperada (ao final do período $t-1$) para o período t .

A inclusão do termo $r_t - E_{t-1} N_t$ na demanda de moeda objetiva captar o custo de oportunidade da retenção de ativos indexados como reserva de liquidez.

Nas equações (15) e (16), F , B e J representam, respectivamente, as elasticidade renda, juros e juro real²¹ na demanda de liquidez.

Eliminando a taxa de juros entre estas duas últimas relações, obtemos a equação de demanda agregada:

$$\begin{aligned} m_t + \lambda x_t - (1-\lambda) p_t + e_{2t} = F (\hat{y}_t + h_t) + \left(\frac{B+J}{D} \right) h_t + \\ \left(\frac{B+J}{D} \right) C - \left(\frac{B+J}{D} \right) e_{1t} - B E_{t-1} (p_{t-1} - p_t) \\ + J E_{t-1} N_t \end{aligned}$$

Fazendo

$$\tilde{m}_t = m_t - F \hat{y}_t + \left(\frac{B+J}{D} \right) C \quad (17)$$

$$A = F + \frac{B+J}{D} \quad (18)$$

$$G = \frac{B+J}{D} \quad (19)$$

e

$$e_t = e_{2t} + G e_{1t} \quad (20)$$

temos, finalmente,

$$\tilde{m}_t + \lambda x_t - (1-\lambda) p_t + e_t = A h_t - B E_{t-1} (p_{t+1} - p_t) + J E_{t-1} N_t \quad (21)$$

Utilizando uma curva de Phillips deduzida a partir da equação de *mark-up*:²²

$$p_t = -n_t + w_t + f + a h_t + u_t \quad (22)$$

²¹ Aqui definido como $r_t - E_{t-1} N_t$, isto é, em relação à correção monetária.

²² Supõe-se que P_{t-1} pertença ao conjunto de informações disponíveis no período $t-1$, de forma que $(1-E_{t-1}) p_t = (1-E_{t-1}) \pi_t$.

onde u_t é um choque (negativo) de oferta do tipo “passeio aleatório”, e da hipótese de contribuição salarial

$$w_t - w_{t-1} = n_t - n_{t-1} + (1-x)(p_{t-1} - p_{t-2}) + \alpha(E_{t-1} p_t - p_{t-1}) + k h_t \quad (23)$$

onde se supõe que os salários respondem em parte (α) à indexação defasada de um período, e em outra parte $(1-\alpha)$ à inflação prevista para o futuro, obtemos:

$$\alpha(I - E_{t-1}) \bar{p}_t + (1-\alpha)(\bar{p}_t - \bar{p}_{t-1}) = (k+a)h_t - a h_{t-1} + u_{1t} \quad (24)$$

Onde $u_t - u_{t-1} = u_{1t}$ = choque (negativo) de oferta, sendo $E_{t-1} u_{1t} = 0$.

Aplicando o operador $(I - E_{t-1})$ às equações (21) e (24), chegamos às expressões:²³

$$(I - E_{t-1})(\tilde{m}_t + \lambda x_t) - (1-\lambda)(I - E_{t-1}) \bar{p}_t + e_t = A(I - E_{t-1}) h_t \quad (25)$$

$$(I - E_{t-1}) \bar{p}_t = (k+a)(I - E_{t-1}) h_t + u_{1t} \quad (26)$$

Resolvendo para h_t e \bar{p}_t , deduz-se que:

$$(I - E_{t-1}) h_t = \frac{(I - E_{t-1})(\tilde{m}_t + \lambda x_t + e_t)}{(k+a)(1-\lambda) + A} - \frac{(1-\lambda) u_{1t}}{(k+a)(1-\lambda) + A} \quad (27)$$

$$(I - E_{t-1}) \bar{p}_t = \frac{(k+a)(I - E_{t-1})(\tilde{m}_t + \lambda x_t + e_t)}{(k+a)(1-\lambda) + A} + \frac{A u_{1t}}{(k+a)(1-\lambda) + A} \quad (28)$$

Suponhamos, o que é razoável, que as componentes inesperadas de \tilde{m}_t , e_t , x_t e u_t sejam não-correlacionadas. Conclui-se por (27) que uma elevação da liquidez dos ativos indexados (traduzida por um aumento de λ) torna o hiato de produto mais sensível aos choques de demanda e erros monetários,²⁴ o oposto ocorrendo em relação aos choques de oferta. No tocante aos choques de demanda, este resultado se torna mais forte na medida em que diminuem as elasticidades renda e ju-

²³ Como o termo $I - E_{t-1}$ tem esperança nula, o momento de segunda ordem $E((I - E_{t-1})h_t)^2 = \|I - E_{t-1}h_t\|^2$ indica a variância da componente imprevista de h_t .

²⁴ Dentre os quais se inclui agora uma avaliação imprecisa da fração do estoque real de títulos indexados considerados moeda pelo sistema econômico.

ros (em módulo) da demanda de moeda²⁵ e aumenta a sensibilidade dos investimentos à taxa real de juros.²⁶ É interessante analisarmos a razão pela qual o aumento de liquidez dos ativos indexados confere uma certa proteção ao produto dos choques de oferta. Isto se dá porque, na ocorrência destes últimos, a consequente elevação do nível de preços leva à expansão do saldo nominal dos ativos indexados aumentando a liquidez da economia, o que excita a demanda e faz surgir um efeito compensatório à queda de produto decorrente do choque de oferta inicial. Como apenas uma parcela λ destes ativos é considerada moeda, é natural que este efeito aumente na medida em que λ se eleva. Como não poderia deixar de ser, quem paga por esta maior estabilidade do produto é o nível geral de preços. Isto é exatamente o que se verifica a partir da expressão (28), que mostra que uma elevação do parâmetro λ torna a inflação mais sensível não apenas em relação aos choques de oferta mas também (como era de se esperar) perante os choques de demanda. No caso destes últimos, este resultado se torna mais acentuado quanto menores forem as elasticidades renda e juros da demanda de moeda e quanto maior a sensibilidade dos investimentos à taxa real de juros. No tocante aos choques de oferta, o mesmo se dá em relação a estes parâmetros, desde que $A > (1-\lambda)(k+a)$.

É interessante tentarmos efetuar uma análise da economia brasileira nos anos recentes à luz destes resultados. Como se sabe, os últimos quatro anos se caracterizaram pela ocorrência de sucessivos choques negativos de oferta, iniciando pela inusitada elevada das taxas internacionais de juros e do preço do petróleo em 1979, passando pelos baixos índices de crescimento do setor agrícola nos últimos dois anos (a este respeito, devem-se lembrar as famosas cheias no Sul e secas no Nordeste que abalaram o país em 1983) e terminando na desvalorização real do câmbio, retirada de subsídios e aumento de impostos indiretos ocorridos desde o início de 1983. Paralelamente, o país apresentou em duas ocasiões um crescimento negativo de seu produto real (1981 e 1983), acompanhado de uma inflação de, respectivamente, 95,2 e 211%. O que a análise desenvolvida anteriormente nos indica é que, mantida a combinação da política monetária fiscal efetuada nestes anos, a recessão teria sido ainda maior (e a inflação menor), caso não houvesse ocorrido paralelamente a utilização de ativos substitutos a M_1 como fontes alternativas de liquidez. Este ponto se constitui num importante fator a ser lembrado quando se comparam, numa análise da economia brasileira, períodos como, por exemplo, 1964-67 e 1980-83. A assimetria existente no tocante ao grau de desenvolvimento do mercado financeiro tem um importante papel a desempenhar, quando se consideram as respostas do sistema econômico a qualquer tentativa de

²⁵ Bem como a elasticidade em relação ao diferencial entre a taxa nominal de juros e a correção monetária esperada.

²⁶ A proteção do hiato de produto dos choques de oferta apresenta a mesma variação em relação a estes últimos parâmetros sempre que $A < (1-\lambda)(k+a)$, o oposto ocorrendo quando $A > (k+a)(1-\lambda)$.

Anexo

Dados utilizados

Ano	P (IGP)	X ₂	M ₁	Y
1946	0.817999E-01	0.0	42.0000	21.7000
1947	0.891999E-01	0.0	43.8000	22.6000
1948	0.740998E-01	0.0	43.9000	24.6500
1949	0.792999E-01	0.0	50.3000	26.8000
1950	0.880998E-01	0.0	61.4000	28.7000
1951	0.102700	0.0	77.0000	30.4000
1952	0.114800	0.0	38.3000	33.0000
1953	0.131800	0.0	104.200	33.9000
1954	0.187700	0.0	128.400	37.3000
1955	0.195000	0.0	152.900	39.9000
1956	0.233800	0.0	183.800	41.1000
1957	0.267200	0.0	225.500	44.4000
1958	0.302100	0.0	301.800	47.9000
1959	0.416600	0.0	385.400	50.5000
1960	0.537800	0.0	540.300	55.4000
1961	0.738300	0.0	781.600	61.1000
1962	1.12130	0.0	1213.50	64.4000
1963	1.96080	0.0	1926.80	65.5000
1964	3.73510	41.0000	3560.60	67.3000
1965	5.87100	430.000	6533.30	69.1000
1966	8.09730	1475.00	8842.70	71.7000
1967	10.3821	2935.00	12098.8	75.2000
1968	12.9100	4725.00	17086.0	83.6000
1969	15.5014	13569.0	22598.0	91.9000
1970	18.5954	12777.0	29051.2	100.000
1971	22.3772	21148.0	37904.8	113.300
1972	26.2483	40622.0	49653.2	126.300
1973	30.1616	60737.0	72953.6	144.200
1974	38.8084	95333.0	100927.	158.300
1975	49.6500	168198.	134246.	167.300
1976	70.1000	261528.	188873.	182.300
1977	100.000	408069.	260187.	190.800
1978	138.742	667003.	365198.	202.200
1979	213.533	0.116667E-07	557130.	215.700
1980	427.524	0.187355E-07	979890.	232.800
1981	897.250	0.540266E-07	0.180948E-07	228.400
1982	1753.74	0.131076E-08	0.279519E-07	231.600
1983	4463.80	0.364600E-08	0.526708E-07	224.000

Fontes: *Conjuntura Econômica*; *Boletim* do Banco Central do Brasil.

Obs: O Índice de Preços se refere à média anual.

estabilização levada adiante por parte do governo. Neste sentido, pode-se dizer que a implementação de uma política monetária²⁷ neste primeiro período seria, *coeteris paribus*, muito mais recessiva (e antiinflacionária) do que no período atual.

Referências Bibliográficas

Banco Central do Brasil, *Brazil Economic Program*. May 1984. v. 3.

_____. *Boletim Mensal*. Vários números.

Barbosa, F. H. A demanda de moeda no Brasil: Uma Resenha da evidência empírica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro 8 (1), abr. 1978.

_____. *A inflação brasileira no pós-guerra; monetarismo x tratamento de choque*. Ipea, 1983.

Cardoso, Eliana. Uma equação para demanda de moeda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, dez. 1981.

Chetty, V. K. On measuring the nearness of near-moneys. *American Economic Review*, 59: 270-81, 1969.

Contador, Claudio R. "Desenvolvimento financeiro, liquidez e substituição entre ativos no Brasil: a experiência recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 4, jul. 1974.

_____. Crescimento econômico e combate à inflação. *Revista Brasileira de Economia*, 31(1), jan./mar. 1977.

_____. O conceito de moeda no Brasil: uma sugestão. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, dez. 1978.

Cysne, R. P. *Política Macroeconômica no Brasil: 1964-66 e 1980-84*. Tese de doutorado. EPGE-FGV, 1984.

Friedman, M. & Meiselman, D. *The relative stability of monetaru, velocity and the investment multiplier in the United States, 1897-1958*. Englewood Cliffs, Prentice-Hall, 1964.

_____. & Schwartz, A. *Monetary statistics of the United States*. Columbia University Press/NBER, 1970.

Fundação Getulio Vargas. *Conjuntura Econômica*, vários números.

Gonçalves, A. C. P. Definição de moeda. *Revista Brasileira de Economia*, 35 (1):43-57, jun./mar. 1981.

Harris, J. A. O. *Evolução da definição de moeda*. Tese de doutorado. Rio de Janeiro, EPGE-FGV, 1983.

Kaufman, G. G. More an empirical definition of money. *America Economic Review*, Mar. 1969.

²⁷ Medida em termos de M_1 .

Lemgruber, A.C. Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração. *Revista Brasileira de Economia*, 28 (3), jul./set. 1974.

_____. Real output-inflation trade-offs, monetary growth and rational expectations in Brazil in 1950-79. *Anais do II Encontro Brasileiro de Econometria*. Nova Friburgo, 1980.

Lopes, Francisco L. Inflação e nível de atividade no Brasil. *Programa Nacional de Pesquisa Econômica*. 1983 (Série Fac-Símile, 2)

Madalla, G. S. *Econometrics*, MacGraw-Hill, 1977.

Modiano, Eduardo M. A. dinâmica de salários e preços na economia brasileira – 1966-81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, abr. 1983.

Simonsen, Mario H. *Inflation and inflationary policies in Brazil*. EPGE-FGV, 1980. mimeogr.

_____. *Dinâmica macroeconômica*. McGraw-Hill, 1983.