

# Índices ponderados de agregados monetários para o Brasil\*

JOSÉ W. ROSSI\*\*

MARIA DA CONCEIÇÃO SILVA\*\*\*

*Um problema clássico de política monetária é a escolha do agregado monetário apropriado para se medir a liquidez da economia. Os agregados monetários tradicionais — M1, M2, M3 e M4 — são deficientes, pois somam ativos financeiros heterogêneos. Baseando-se nas teorias da agregação e dos números índices, Barnett (1980) propôs o índice Divisia, para agregar os serviços monetários dos ativos financeiros, com propriedades bastante atrativas. Neste artigo calculamos o índice Divisia para os agregados M2, M3 e M4 para o Brasil, com dados mensais referentes ao período 1974/91. Os resultados mostram diferenças significativas no comportamento deste índice vis-à-vis àquele do índice tradicional da soma simples de ativos.*

## 1 - Introdução

Um problema clássico de política monetária é a escolha do agregado monetário apropriado para se medir a liquidez na economia. Os agregados monetários tradicionais — M1, M2, M3 e M4 — são deficientes, pois somam ativos financeiros heterogêneos. Friedman e Schwartz (1970, p.151) já haviam alertado para a necessidade de “definir a quantidade de moeda como uma soma ponderada dos valores agregados de todos os ativos, com a ponderação para cada ativo variando de zero a um, sendo este último peso atribuído àquele ativo ou ativos com maior quantidade de serviço monetário (*moneyness*) por dólar de valor agregado”. Tais autores sugerem ainda que “tal abordagem merece e terá muito mais atenção do que tem sido dada ao tema até aqui”.

Um índice adequado para se agregar os ativos financeiros de uma economia é, conforme proposto por Barnett (1980), o Divisia, que tem propriedades bastante atrativas. O contraste entre o índice obtido por esse método e aquele que resulta da soma simples dos ativos pode ser ressaltado na seguinte ilustração adaptada de Barnett (1982): suponha-se que a oferta monetária fosse medida pelo agregado

---

\* Agradecemos os comentários de Eustáquio J. Reis e de dois pareceristas desta revista. O trabalho contou com o apoio computacional de Maria Tereza Pasinato e Jandira Cássia do Carmo, a que somos gratos também.

\*\* Do IPEA-Rio e da UFRJ.

\*\*\*Do IPEA-Rio.

mais abrangente (M4), que é a soma simples de vários ativos distintos, incluindo títulos da dívida pública de curto e médio prazos. Toda esta dívida poderia ser monetizada, ou seja, resgatada, com a emissão de moeda, praticamente sem alterar M4, já que o público teria simplesmente trocado títulos do governo por moeda. Entretanto, o índice Divisia, obtido dos componentes de M4, não trataria esta transferência como uma troca de “pura moeda” por “pura moeda”, e provavelmente aumentaria, neste caso, à mesma taxa que a inflação resultante de tal troca.

Os agregados monetários mais abrangentes, quando obtidos com a soma simples dos vários ativos, implicam aceitar a hipótese de perfeita substituição entre os ativos que os compõem, o que é tão incorreto como somar laranja com maçã. Para salientar a relevância dos agregados monetários construídos com a teoria de números índices, Barnett (1982) mostra que para os Estados Unidos a velocidade de circulação do agregado monetário mais abrangente obtido pelo índice Divisia, no período 1968/78, tem trajetória crescente, semelhante à da taxa de juros, enquanto que a soma simples dos ativos que compõem este agregado tem tendência decrescente no período, contrariando, neste último caso, o ponto de vista teórico sobre o assunto. Ou seja, pela soma simples dos ativos, a direção de substituição entre eles é contra-intuitiva. Foi observado ainda que o multiplicador monetário obtido a partir do índice Divisia mostrou-se bem mais estável do que a soma simples dos ativos desse agregado. Também para o caso brasileiro foram encontrados resultados semelhantes ao caso americano para o índice Divisia dos vários agregados monetários no período 1974/91, conforme será visto na seção referente à análise dos resultados.

As considerações acima parecem ser suficientemente importantes para justificar a tentativa de calcular um agregado de serviço monetário do tipo Divisia também para o Brasil. A questão de saber, por exemplo, se é ou não elevada a liquidez na economia tem despertado vivo interesse no país, dadas as suas constantes dificuldades com as altas e crescentes taxas de inflação. Até agora esta liquidez tem sido medida entre nós quase sempre pela soma simples do estoque dos distintos ativos financeiros. A expectativa é que o tratamento mais adequado envolvendo o uso de um agregado dos serviços monetários com base na teoria dos números índices forneça, entre outras coisas, uma resposta mais precisa quanto ao aperto da política monetária no Brasil.

Este artigo está assim organizado: na seção seguinte são discutidos os aspectos metodológicos relativos ao índice apropriado para agregar os serviços monetários dos ativos financeiros; na terceira seção comentam-se os resultados e o Apêndice no final do trabalho discute os dados utilizados.

## **2 - Metodologia para a agregação dos serviços monetários**

O cálculo de um índice de quantidade para um dado conjunto de bens requer informações tanto dos preços quanto das quantidades dos mesmos. De modo análogo, na obtenção do índice de quantidade para um conjunto de ativos financeiros

ros — isto é, monetários e não-monetários — são necessários os preços desses ativos, o que parece, à primeira vista, um problema sem solução, dada a aparente dificuldade em definir o que seja o preço de um ativo financeiro. De fato, o tratamento que se deve dar ao ativo financeiro é, neste particular, semelhante ao que se aplica a um bem durável. Vale dizer, há que se imputar um preço ao fluxo dos serviços produzidos pelo bem (ou ativo) durante o período da sua utilização. Ou seja, calcula-se o seu custo de oportunidade (*rental price* ou *user cost*).

Note-se que o preço do estoque de um bem nada mais é que o reflexo do fluxo dos serviços esperados pela utilização desse bem durante toda a sua existência. Dessa forma, o custo de oportunidade de um bem perecível, por exemplo, coincide com o seu preço, pois o total dos serviços que ele produz é consumido em apenas um período. Nesta linha, o valor de um cruzeiro por unidade de estoque de um ativo financeiro não poderia ser o preço indicado para o cálculo do índice de quantidade de um agregado monetário, pois o uso do ativo não se esgota num período.

Formalizando o conceito, o custo de oportunidade de um bem durável é representado pelos custos incorridos num período, seja na aquisição desse bem, seja no seu uso, ou mesmo no processo envolvido para dele se desfazer. O cálculo do custo de oportunidade de um ativo monetário obedece, na verdade, a esse mesmo princípio geral, exceto por algumas particularidades, como por exemplo a rentabilidade do ativo e a ausência do desgaste físico que ocorre com os bens de consumo durável. Esses pontos são resumidos brevemente a seguir, baseados em Donovan (1978).<sup>1</sup>

Considere-se inicialmente o caso de um bem de consumo durável. Seja  $X_t$  a quantidade desse bem no período  $t$ , o qual se deprecia à taxa  $\delta$  por período, sendo  $0 \leq \delta \leq 1$  ( $\delta = 1$  significa que o bem é perecível). Supõe-se que o bem depreciado é equivalente ao bem novo, só que em quantidade menor. Sejam ainda:  $p_t$  o preço corrente dos serviços produzidos pelo bem  $X_t$ ,  $p_t^*$  o preço corrente do bem,  $p_{t+1}^{*e}$  o preço esperado na revenda do bem no final do período, e  $R_t$  a taxa de juros nominal na economia. O custo imputado pelo uso do bem durante um período (*rental price*) é dado pelo custo de aquisição do bem no momento da compra menos o valor esperado, descontado, na sua revenda, no final do período. Mais precisamente, tem-se:

$$p_t = p_t^* - \frac{(1 - \delta)p_{t+1}^{*e}}{1 + R_t} \quad (1)$$

Na aplicação da fórmula (1) ao caso do ativo financeiro há que se adotar alguns pressupostos com relação à natureza desse ativo e também quanto ao comportamento dos preços futuros na economia. Assim, sejam as seguintes situações:

<sup>1</sup> Uma derivação alternativa, mais formal, para o custo de oportunidade de um ativo financeiro pode ser vista em Barnett (1980).

a) Ativo financeiro sem juros e com preços estáveis — suponha-se que haja apenas um bem de consumo a que denominamos “alimento” e que os serviços monetários de um ativo guardam proporção igual à unidade com seu estoque real. Chame-se  $p_{at}$  o preço do alimento no período  $t$ , que é expresso em cruzeiros por unidade de alimento. Com os preços estáveis tem-se  $p_{a,t+1}^e = p_{at}$  onde  $p_{a,t+1}^e$  é o preço esperado para o alimento no próximo período. Assim, se o consumidor dispõe de  $X_{it}$  cruzeiros nominais em ativo monetário do tipo  $i$ , e sendo  $p_{at}$  o preço do alimento, isso equivale a deter, pois,  $x_{it} (= X_{it} / p_{at})$  unidades de serviço monetário daquele ativo. Nestas circunstâncias, o primeiro termo da fórmula (1), que para o ativo financeiro seria  $p_x^*$ , iguala-se ao preço do alimento,  $p_{at}$ , pois este é o preço de uma unidade de  $x_{it}$ . Com os preços estáveis o consumidor espera que o seu estoque  $X_{it}$  lhe permita obter, no próximo período, as mesmas  $x_{it}$  unidades de alimento. Vale dizer que, no caso do ativo financeiro, diferentemente dos bens de consumo duráveis que depreciam com o tempo, o fluxo de serviço monetário não diminui entre um período e outro, se os preços são estáveis.

Essas colocações sugerem que com os preços estáveis o custo de oportunidade para o ativo financeiro que não paga juros seria:

$$p_{x_{it}} = p_{at} - \frac{p_{at}}{1 + R_t} \quad (2)$$

b) Ativo financeiro com juros e preços estáveis — caso o ativo monetário  $X_{it}$  pague juros nominais à taxa  $r_{jt}$  por período, o consumidor teria no final do período  $X_{it}(1+r_{jt})/p_{at}$  unidades de serviço monetário pela posse desse ativo. Ou seja, mais serviço monetário, já que os preços permaneceram estáveis. Neste caso, o custo de oportunidade do ativo seria, pois:

$$p_{x_{it}} = p_{at} - \frac{(1 + r_{jt})p_{at}}{1 + R_t} \quad (3)$$

c) Ativo financeiro sem juros e com variação de preços — agora o consumidor teria no próximo período  $X_{it}/p_{a,t+1}^e$  unidades de serviço monetário pela posse do ativo. Se os preços subiram no período, essa quantidade é obviamente menor do que aquela que existia no período anterior, sendo a relação entre essas duas quantidades dada por:

$$X_{it}/p_{a,t+1}^e = (1 - \delta) X_{it}/p_{at} \quad (4)$$

onde:

$$\delta = (p_{a,t+1}^e - P_{at}) / p_{a,t+1}^e \quad (5)$$

é a taxa de inflação esperada no período. Adaptando, pois, a fórmula (2) para a presente situação, vem:

$$P_{x_{it}} = P_{at} - \frac{(1 - \delta) p_{a,t+1}^e}{1 + R_t} \quad (6)$$

É bom notar que se por um lado tem-se agora, devido à inflação, menos unidades de serviço monetário, por outro, cada uma dessas unidades é, em vista da perspectiva do aumento de preços, presentemente mais valiosa para o consumidor. De fato, após substituir (5) em (6) obtém-se para o custo de oportunidade do ativo financeiro:

$$P_{x_{it}} = P_{at} - \frac{P_{at}}{1 + R_t} \quad (7)$$

que é idêntica à equação (2). Assim, se a taxa de juros nominal não for afetada pela perspectiva de inflação (hipótese pouco provável), a variação de preços em nada afetará o custo de oportunidade de um ativo que não paga juros.

d) Ativo financeiro com juros e variação de preços — a fórmula básica do custo de oportunidade é, neste caso, semelhante à da equação (6), havendo apenas a necessidade de redefinir a taxa de variação dos preços. Mais precisamente tem-se:

$$P_{x_{jt}} = P_{at} - \frac{(1 - \delta') p_{a,t+1}^e}{1 + R_t} \quad (8)$$

onde  $\delta'$  é obtido após adaptar a equação (4) para a situação do ativo com juros, que no caso seria:

$$X_{jt} (1 + r_{jt}) / p_{a,t+1}^e = (1 - \delta') X_{jt} / P_{at} \quad (9)$$

O valor de  $\delta'$  desta relação substituído em (8) fornece agora para o custo de oportunidade:

$$P_{x_{jt}} = P_{at} - \frac{(1 + r_{jt}) P_{at}}{1 + R_t} \quad (10)$$

que é idêntica à equação (3), que se aplica ao caso do ativo financeiro com juros e sem variação nos preços. Isto é, verifica-se uma vez mais que, caso a expectativa de inflação não afete as taxas de juros nominais, então a variação de preços não interfere na fórmula básica do custo de oportunidade do serviço monetário no caso também do ativo que paga juros. Vale dizer, o custo de oportunidade dos serviços monetários só difere entre os ativos na medida em que estes paguem distintas taxas de juros. É interessante observar, de qualquer modo, que as taxas de juros nominais sendo ou não afetadas pelas expectativas inflacionárias, o custo de oportunidade dos bens duráveis baixará relativamente àquele do ativo financeiro. É fácil verificar que, se, por exemplo, as taxas de juros nominais aumentarem de acordo com as expectativas inflacionárias, então neste caso a equação (1), que é o custo de oportunidade do bem durável, permanecerá inalterada, enquanto a equação (10), que é o custo de oportunidade do ativo financeiro, aumentará. Se as taxas de juros não se alterarem, então o diferencial entre os custos de oportunidade surge na mesma direção do caso anterior, mas agora devido apenas à redução no valor da expressão (1).

Generalizando os resultados, a equação (10) pode ser escrita como:

$$p_{ii} = \bar{p}_i - \frac{(1 + r_{ii})\bar{p}_i}{1 + R_i} = \frac{\bar{p}_i(R_i - r_{ii})}{1 + R_i}, \quad (11)$$

onde  $r_{ii}$  é a taxa de juros nominal do ativo  $i$ , que é zero no caso desse ativo ser a moeda, e  $\bar{p}_i$  é um índice geral de preços ao consumidor. De fato, nos cálculos dos índices dos serviços monetários a fórmula (11), que figura como um componente dos pesos utilizados nas equações (12) e (13), simplifica-se para  $(R_i - r_{ii})$ , pois a razão  $\bar{p}_i / (1 + R_i)$  que entra no numerador e denominador das ponderações pode ser cancelada.

Note-se que a diferença  $(R_i - r_{ii})$  na fórmula do custo de oportunidade é a rentabilidade que se deixa de ganhar ou o custo de oportunidade que se tem ao reter o ativo financeiro  $i$  durante um período. Se esse ativo não fosse retido poder-se-ia aplicá-lo à taxa de juros  $R_i$ , disponível no mercado. É claro que só se abre mão desses juros em troca dos serviços monetários que a retenção do ativo proporciona ao seu detentor. Assim,  $(R_i - r_{ii})$  é o preço que se paga pelos serviços monetários do ativo.

Em essência, o custo de oportunidade é uma espécie de preço dos serviços do ativo financeiro, ao invés do preço do estoque desse ativo. Esses serviços são, entretanto, proporcionais ao estoque do ativo. Assim, as unidades das quantidades do estoque e dos preços dos serviços podem ser escolhidas de tal modo que o fator de proporcionalidade entre os serviços e o estoque seja a unidade. Quando se multiplica o custo de oportunidade pelo estoque do ativo obtêm-se, pois, os dispêndios em serviços do estoque do ativo financeiro. Dessa forma, o índice obtido só dará a taxa de variação da quantidade do agregado monetário.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Essas considerações se baseiam em Barnett (1980). Veja particularmente sua nota de pé-de-página n° 18.

Em princípio, para o cálculo da taxa de variação desse agregado, poder-se-ia usar qualquer uma das fórmulas usuais, tais como o índice Laspeyres, Paasche, ideal de Fisher, ou "Divisia", este último com a aproximação discreta pelo índice Tornqvist-Theil. Entretanto, empiricamente a escolha tem geralmente recaído sobre estes dois últimos, já que possuem certas propriedades atrativas. Por exemplo, o índice ideal de Fisher, que nada mais é que a média geométrica entre os índices de Laspeyres e de Paasche, satisfaz os testes da reversão no tempo e da reversão dos fatores, embora não satisfaça o teste da circularidade, todos propostos por Fisher (1927).<sup>3</sup> Esse fato é às vezes apontado como uma vantagem do índice ideal de Fisher sobre o índice Divisia, que não satisfaz esses testes.<sup>4</sup> Em contrapartida, o índice Divisia tem uma interpretação mais clara, já que na sua aplicação a taxa de variação do agregado monetário é uma média ponderada das taxas de variação dos componentes que formam esse agregado. Como o índice ideal de Fisher é uma média geométrica de dois índices ponderados, torna-se difícil identificar a contribuição individual dos componentes na formação da taxa de variação do agregado monetário. De qualquer modo, os dois índices produzem resultados que são do ponto de vista empírico virtualmente idênticos, com diferenças de terceira ordem, segundo Barnett (1984). Diferenças desprezíveis entre esses índices foram também constatadas neste estudo, que, por isso, só reporta os resultados do índice Divisia.

Para o cálculo desses índices procede-se como segue: se  $m_{it}$  é a quantidade (estoque) do ativo financeiro  $i$  no período  $t$  e  $p_{it}$  é o seu custo de oportunidade, definido como na equação (11) ou simplesmente  $(R_t - r_{it})$  conforme notado, então o índice ideal de Fisher é dado por:

$$Q_t^F = Q_{t-1}^F \left[ \frac{(\sum_{i=1}^n p_{it} m_{it})(\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} m_{it})}{(\sum_{i=1}^n p_{it} m_{i,t-1})(\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} m_{i,t-1})} \right]^{1/2} \quad (12)$$

enquanto que o índice Divisia, aproximado pelo índice Tornqvist-Theil, é:

$$Q_t^D = Q_{t-1}^D \prod_{i=1}^n (m_{it}/m_{i,t-1})^{(s_{it} + s_{i,t-1})/2} \quad (13)$$

3 O teste de circularidade requer a independência de trajetória do índice, isto é, se o índice aumentou 10% entre os períodos 1 e 2 e aumentou 15% entre os períodos 2 e 3, então o aumento entre os períodos 1 e 3 deve ser de 26,5% (= 1,10 x 1,15). O teste da reversão dos fatores significa que o produto entre os índices de preço e de quantidade deve resultar num índice de valor ou dispêndio total. Já o teste da reversão no tempo equivale ao atendimento da condição  $P_2/P_1 = (P_1/P_2)^{-1}$ , onde  $P_1$  e  $P_2$  são os índices nos períodos 1 e 2, respectivamente.

4 Também os tradicionais índices de Laspeyres e de Paasche não satisfazem nenhum desses três testes.

onde  $s_u = p_u m_u / \sum_{k=1}^n p_k m_k$ , ou em forma logarítmica:

$$\ln Q_t^D - \ln Q_{t-1}^D = \sum_{i=1}^n s_u^* (\ln m_u - \ln m_{i,t-1}) \quad (14)$$

onde:  $s_u^* = (s_u + s_{i,t-1}) / 2$

Da fórmula (14) vê-se claramente que a taxa de variação (diferença logarítmica) do agregado monetário indicado por  $Q$  é uma média ponderada (onde os pesos são as frações representadas pelos dispêndios nos serviços monetários de cada componente) da taxa de variação dos componentes que formam o agregado monetário.<sup>5</sup>

### 3 - Análise dos resultados

#### 3.1 - Considerações iniciais

O objetivo central da política monetária é controlar o fluxo total de serviços monetários na economia, pois pressupõe-se que variações nesses fluxos afetam variáveis importantes, tais como a taxa de inflação e o nível de atividade econômica. Deve ser reconhecido, porém, que o controle desse fluxo de serviços monetários pelo Banco Central não é tarefa simples, já que depende do comportamento dos multiplicadores monetários (relação entre os agregados mais amplos e a base monetária), que é frequentemente imprevisível.

Esta análise tenta mostrar que o fluxo de serviços monetários medido pelo índice Divisia, que pondera de modo adequado os ativos financeiros, pode em certas circunstâncias (por exemplo durante o bloqueio de ativos pelo Plano Collor) guardar uma relação mais próxima com a inflação do que aquela obtida pelos agregados monetários tradicionais, que adotam a soma simples de ativos financeiros heterogêneos.

Mostra-se ainda que o multiplicador monetário é mais estável para o agregado calculado pelo índice Divisia, em vez do seu cálculo pela soma simples de ativos. É óbvia a importância deste fato, pois significa que os formuladores de política

---

5 Note-se que o índice Divisia não é definido para  $m_{i,t-1}=0$  que ocorre no caso da introdução de um novo ativo financeiro. O índice ideal de Fisher não tem essa limitação, e deve, pois, substituir o índice Divisia em tais circunstâncias, sem prejuízo quanto à comparabilidade dos resultados, já que os dois índices são, do ponto de vista empírico, virtualmente idênticos, conforme notado no texto.

monetária poderão prever melhor o efeito que dada variação na base monetária (de mais fácil controle) tem sobre o fluxo de serviços monetários na economia. As seções seguintes detalham esses pontos.

### 3.2 - Relação entre a inflação e as variações nos agregados monetários

A tabela a seguir mostra o resultado da regressão entre a taxa de inflação (medida pelo IGP-DI) e a taxa de variação dos vários agregados monetários, medidos respectivamente pela soma simples de ativos e pela ponderação do Índice Divisia.<sup>6</sup> O ajustamento da regressão é feito tanto para o período completo, que vai de fevereiro de 1974 até julho de 1991, como para o subperíodo com o mesmo início do período completo mas cujo término é fevereiro de 1990. Isso para se testar a sensibilidade dos resultados às ponderações alternativas, em vista do bloqueio de ativos pelo Plano Collor.<sup>7</sup>

Note-se que à medida que aumenta a abrangência do agregado monetário, não só melhora o ajustamento da regressão em termos do Coeficiente de Determinação ( $R^2$ ), como aumenta também a elasticidade da inflação com relação a variações no agregado monetário. Essas mesmas observações são válidas ainda para cada agregado monetário, quando se passa de sua série mensal à trimestral e, então, à anual. O melhor ajustamento da regressão com os agregados mais abrangentes já era esperado, pois com o aumento da inflação há uma fuga que ocorre da moeda para os ativos financeiros indexados, que são componentes dos agregados monetários amplos, mas não dos agregados restritos. Dessa forma, quanto mais amplo for o conceito utilizado para o agregado, maior é a sua associação com a inflação. Vale dizer, o agregado monetário amplo é, neste caso, endogenamente determinado. Assim, o seu uso como variável explicativa na regressão da inflação não é adequado. Isto significa que a regressão obtida não indica qual é a relação de causalidade, que aqui se dá, aliás, nas duas direções: da inflação para o agregado e do agregado para a inflação.

O fato de melhorar o ajustamento da regressão com o aumento do intervalo de tempo considerado se deve aos problemas de defasagem que ocorrem entre variações na oferta monetária e a correspondente resposta dos preços. Esse é, de fato, o contexto que se deve dar à afirmativa de Milton Friedman, segundo a qual no longo prazo a inflação é sempre, e em qualquer lugar, um fenômeno monetário. É

---

6 Para uma análise semelhante, mas envolvendo apenas os agregados monetários tradicionais, ver Rossi (1991).

7 Note-se que o Índice Divisia do agregado M1 é igual ao M1 calculado pela soma simples dos ativos "papel-moeda em poder do público" e "depósitos à vista", já que no caso do Brasil esses ativos não têm qualquer rendimento; vale dizer, o custo de oportunidade, representado pela taxa de juros da economia (R), é idêntico para os dois ativos.

*Resultados das regressões (variável dependente: Taxa de inflação)*

Periodicidade dos dados	Período	Variável independente e R <sup>2</sup>							
		M1		R <sup>2</sup>		M2		R <sup>2</sup>	
		ss	div	ss	div	ss	div	ss	div
Mensal	1974(2) <sup>a</sup>	0,409		0,28		0,809	0,591	0,71	0,46
	1990(2)	(8,8)				(21,7)	(12,7)		
	1974(2) <sup>a</sup>	0,411		0,33		0,613	0,601	0,38	0,42
	1991(7)	(10,2)				(11,2)	(12,3)		
Trimestral	1974(II) <sup>a</sup>	0,676		0,41		0,920	0,846	0,79	0,59
	1989(IV)	(6,6)				(15,1)	(9,5)		
	1974(II) <sup>a</sup>	0,841		0,59		0,910	1,022	0,45	0,59
	1991(II)	(9,0)				(7,5)	(9,9)		
Anual	1974 <sup>a</sup>	0,915		0,82		1,015	0,960	0,87	0,91
	1990	(8,3)				(9,9)	(12,5)		

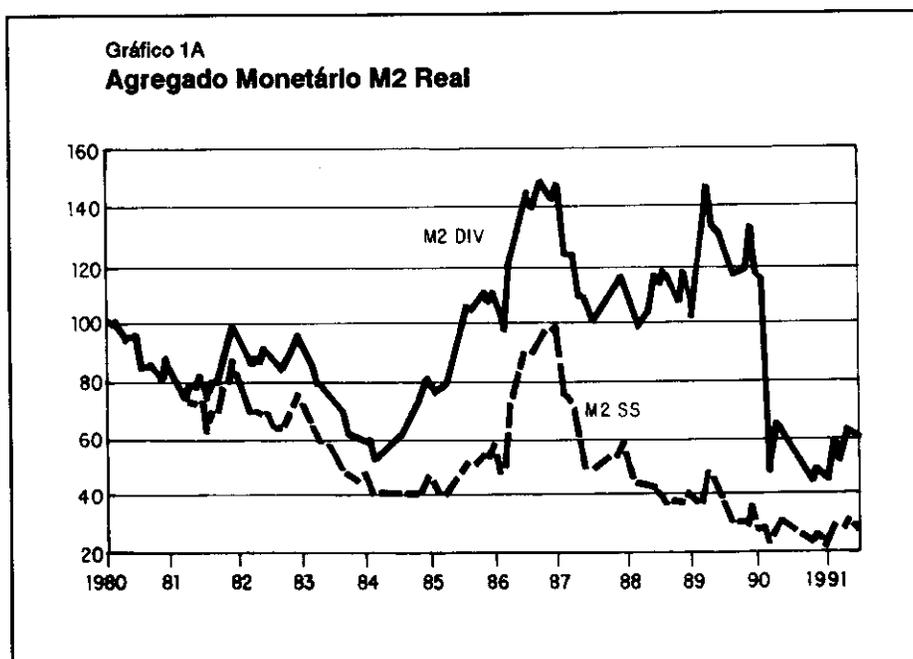
Periodicidade dos dados	Período	Variável independente e R <sup>2</sup>							
		M3		R <sup>2</sup>		M4		R <sup>2</sup>	
		ss	div	ss	div	ss	div	ss	div
Mensal	1974(2) <sup>a</sup>	0,924	0,671	0,81	0,53	0,960	0,729	0,83	0,53
	1990(2)	(28,1)	(14,6)			(30,1)	(16,0)		
	1974(2) <sup>a</sup>	0,714	0,673	0,43	0,46	0,748	0,725	0,45	0,48
	1991(7)	(12,6)	(13,2)			(12,9)	(14,0)		
Trimestral	1974(II) <sup>a</sup>	1,028	1,032	0,85	0,64	1,062	0,975	0,87	0,69
	1989(IV)	(18,4)	(10,5)			(20,3)	(11,6)		
	1974(II) <sup>a</sup>	1,019	1,219	0,49	0,61	1,037	1,139	0,50	0,62
	1991(II)	(8,1)	(10,2)			(8,1)	(10,4)		
Anual	1974 <sup>a</sup>	1,094	1,029	0,91	0,93	1,101	1,032	0,93	0,94
	1990	(12,4)	(14,6)			(14,5)	(15,5)		

Dados entre parênteses são as estatísticas *t* dos coeficientes das respectivas variáveis explicativas; a constante foi também incluída na regressão mas é omitida para economizar espaço.

evidente que o problema da endogeneidade do agregado monetário, discutido acima, tem também efeito sobre esse resultado.

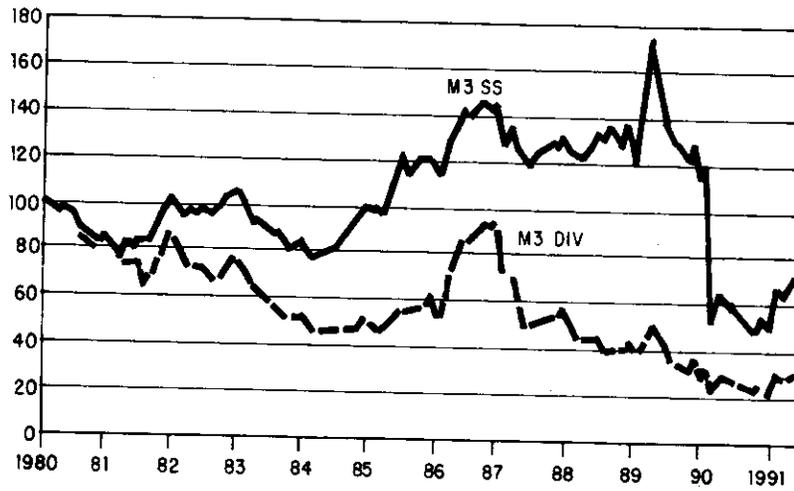
Quanto ao desempenho relativo das duas formas de ponderação dos ativos na composição do agregado monetário, a tabela anterior indica que, para a série que vai até vésperas do bloqueio de ativos pelo Plano Collor, são melhores os resultados (tanto em termos de  $R^2$  mais altos como tendo as elasticidades da inflação em relação a variações no agregado monetário mais próximas da unidade) com a soma simples de ativos, ao invés da ponderação pelo índice Divisia.

Para o período completo, todavia, esses resultados se invertem, isto é, favorecem o índice Divisia. Vale destacar neste particular o episódio do bloqueio de ativos pelo Plano Collor. Os Gráficos 1A a 1C comparam o desempenho, por exemplo, dos agregados monetários M2, M3 e M4, em termos reais, medido respectivamente pelo índice Divisia e pela soma simples de ativos.<sup>8</sup> Verifica-se que pela soma simples de ativos há uma dramática queda na liquidez real em março de 1990, a qual é mantida nesses novos níveis nos meses seguintes. No caso do índice Divisia, entretanto, a queda de liquidez não só é bem menor, como há uma imediata

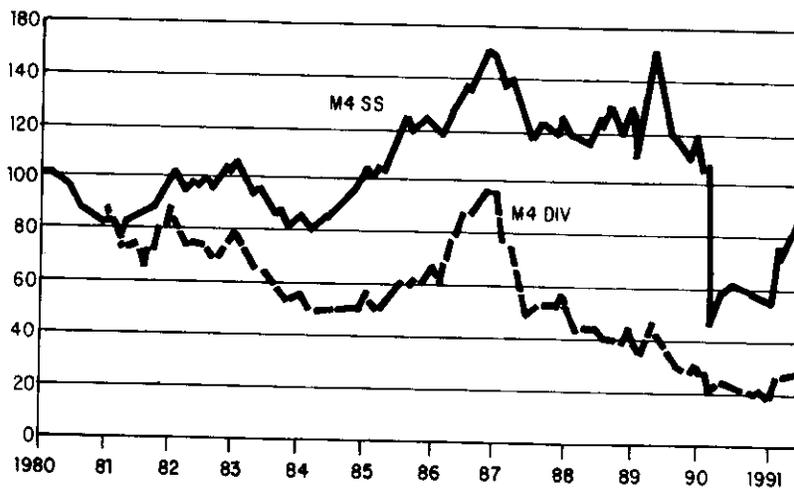


8  $M2 = M1 +$  títulos federais em poder do público,  $M3 = M2 +$  depósitos em caderneta de poupança e  $M4 = M3 +$  depósitos a prazo, sendo  $M1 =$  depósitos à vista + papel-moeda em poder do público.

**Gráfico 1B**  
**Agregado Monetário M3 Real**



**Gráfico 1C**  
**Agregado Monetário M4 Real**



recuperação nos níveis de liquidez. De fato, as estatísticas sobre os agregados monetários indicam que o agregado monetário M1 aumenta rapidamente após o bloqueio dos ativos em março, embora os demais ativos permanecessem reprimidos. Como no índice Divisia um cruzeiro de M1 contém mais unidades de serviço monetário do que um cruzeiro dos demais ativos, tem-se então maior aumento de liquidez por esse método de ponderação. Por outro lado, a queda menor desse agregado relativamente à soma simples de ativos está no fato de as ponderações se basearem na média dos dados de dois períodos adjacentes (ver a equação 13). Como a brusca queda de M1 em março é logo revertida em abril, o efeito disso é devidamente diluído na ponderação do índice Divisia.

### **3.3 - O multiplicador monetário: índice Divisia versus soma simples dos ativos financeiros**

Para os propósitos da política monetária é preciso que uma dada medida de fluxo de serviços monetários, além de estreitamente relacionada com as variáveis macroeconômicas de interesse, possa também ser controlada com relativa precisão.

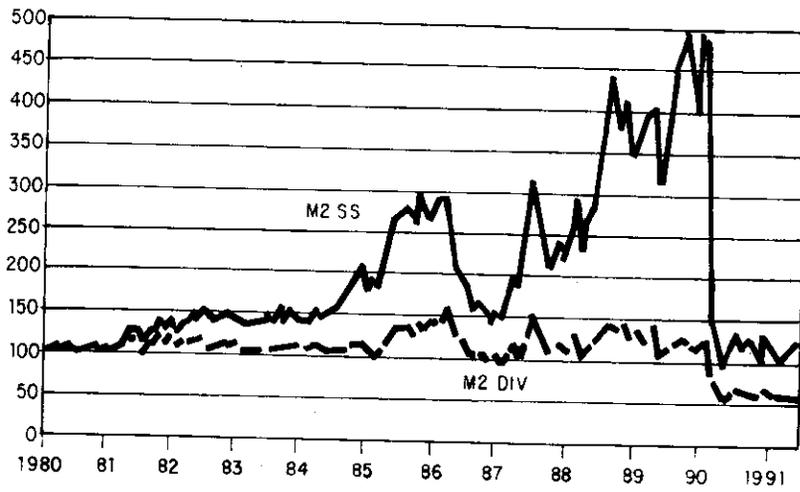
Como se sabe, a base monetária é aproximadamente controlada pelo Banco Central. A variável de maior interesse é, porém, o total do fluxo de serviços monetários, pois é isso que afeta a inflação e, talvez, também o nível de atividade econômica. Dessa forma, se o multiplicador monetário, que é a razão entre essas duas variáveis, for estável, o Banco Central poderá, então, controlar de modo preciso a liquidez na economia.

Os Gráficos 2A a 2C mostram o desempenho do multiplicador monetário dos agregados M2, M3 e M4 calculado nos conceitos índice Divisia e soma simples de ativos.<sup>9</sup> É evidente que o multiplicador monetário do índice Divisia tem comportamento bem mais estável do que o multiplicador da soma simples. Vale dizer, o Banco Central pode, a partir de variações na base monetária, prever com mais precisão o fluxo de serviços monetários como medido pelo índice Divisia. Há ainda outras evidências que favorecem este índice. Por exemplo, a sua velocidade de circulação (definida como PIB/oferta monetária) guarda relação direta com a taxa de juros (conforme prevê a teoria econômica), ao passo que essa velocidade para o conceito tradicional de oferta monetária vai frequentemente na direção contra-intuitiva (ver detalhes nos Gráficos 3A a 3C). O argumento para essa relação direta é que como se espera seja negativa a elasticidade da demanda dos serviços monetários com relação à taxa de juros, pois o aumento desta faz crescer o custo de oportunidade em reter moeda, então quando a taxa de juros sobe, deve baixar a demanda por serviços monetários, aumentando, conseqüentemente, a velocidade

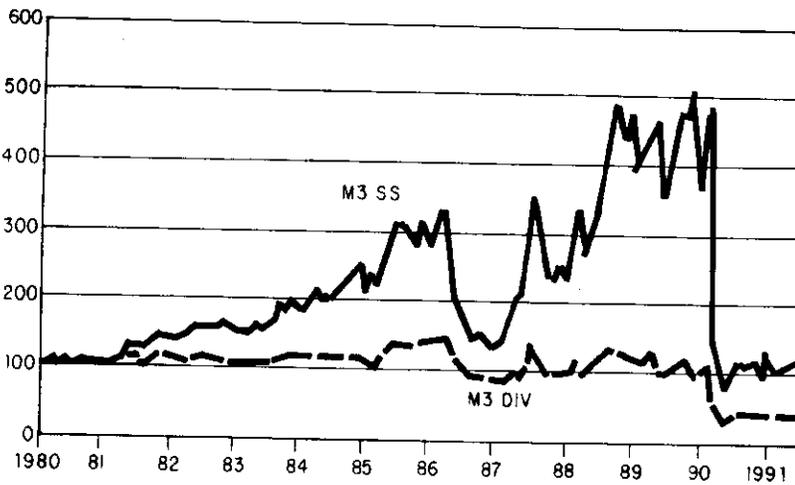
---

<sup>9</sup> Para uma análise do comportamento dos multiplicadores definidos de acordo com os agregados monetários tradicionais, ver Rossi (1990).

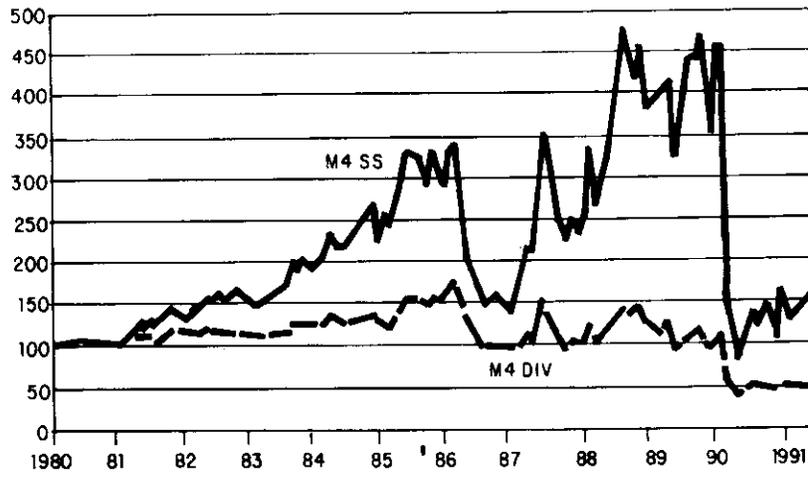
**Gráfico 2A**  
**Multiplicadores Monetários — M2**



**Gráfico 2B**  
**Multiplicadores Monetários — M3**



**Gráfico 2C**  
**Multiplicadores Monetários — M4**



**Gráfico 3A**  
**Velocidade de Circulação M2 e Taxa de Juros**

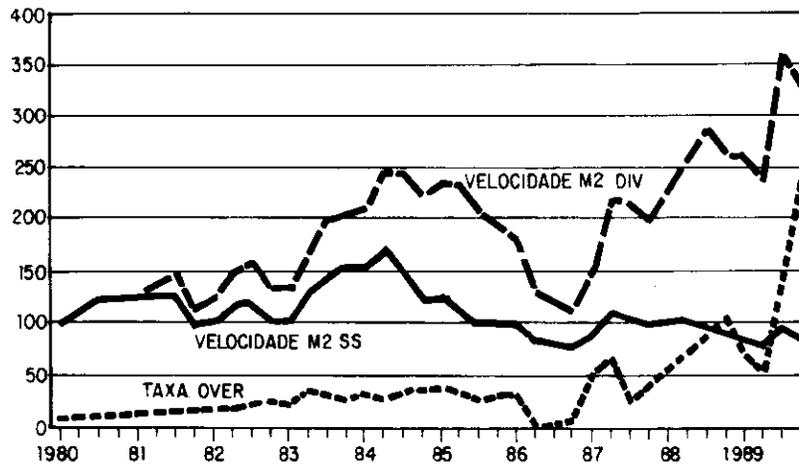


Gráfico 3B

**Velocidade de Circulação M3 e Taxa de Juros**

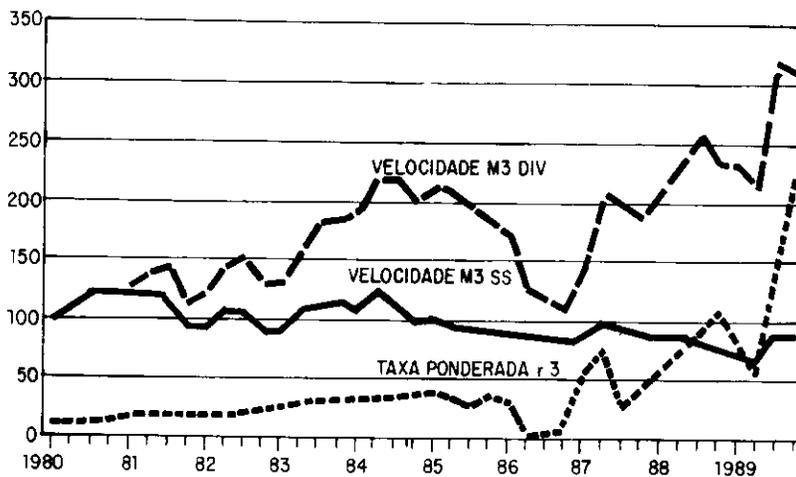
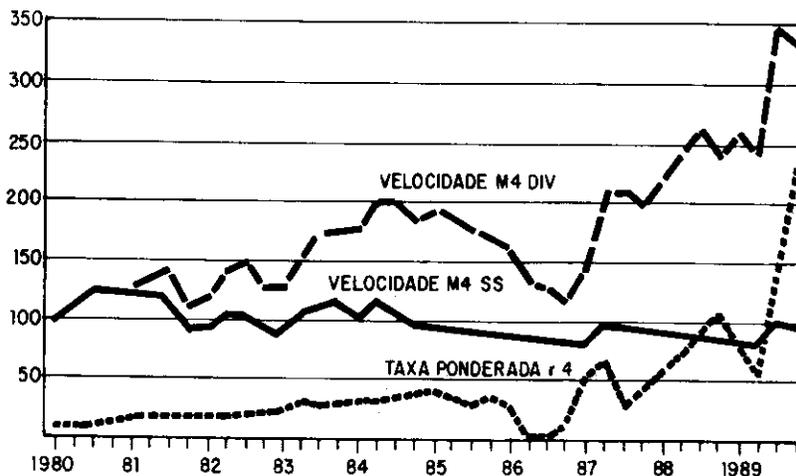


Gráfico 3C

**Velocidade de Circulação M4 e Taxa de Juros**



de circulação do agregado monetário. Isso, é claro, supondo-se estável a demanda por moeda. Se essa demanda se contrai devido a, por exemplo, inovações financeiras, então a velocidade de circulação da moeda não é necessariamente afetada pela taxa de juros.

Pode-se dizer que a relevância do índice Divisia no cálculo dos serviços monetários aumenta com a instabilidade das taxas de retorno dos ativos, pois isso leva a uma substituição mais intensa entre os ativos na economia. Esse índice capta, com base no custo de oportunidade do ativo, essas variações de modo bem mais adequado do que a soma simples, conforme se argumentou. Aliás, o episódio do bloqueio de ativos pelo Plano Collor é ilustrativo a esse respeito.

Essas últimas observações sugerem que as inovações financeiras que ocorreram com certa frequência na década de 80, e que levaram a uma intensa substituição entre os ativos, resultando assim na instabilidade na demanda por moeda no seu conceito tradicional M1, talvez produzissem demanda menos instável se o fluxo de serviço monetário fosse mais adequadamente calculado pelo índice Divisia.<sup>10</sup> Isso deve ser, porém, objeto de uma outra pesquisa.

## Apêndice

Esta seção define os ativos financeiros e as respectivas taxas de rentabilidade, utilizados no índice de serviço monetário que abrange o período de janeiro de 1974 a julho de 1990.

Os ativos financeiros são as variáveis de quantidade utilizadas no cálculo dos índices monetários ponderados, conforme definido em (13). Estas variáveis encontram-se geralmente expressas em estoques — isto é, em saldos — nominais de final de período e serão descritas a seguir:

$m_0$  = papel-moeda em poder do público, correspondendo às emissões líquidas de moeda menos a parcela retida no caixa da autoridade monetária e nos caixas dos bancos comerciais e caixas econômicas. O valor do estoque de papel-moeda em poder do público varia com as emissões líquidas e com os hábitos dos agentes econômicos.

$m_1$  = depósitos à vista nos bancos comerciais e caixas econômicas.

$M_1$  =  $m_0 + m_1$  = meios de pagamento no conceito mais restrito, sendo constituído por variáveis supostamente homogêneas sob o ponto de vista de prazo de resgate e rentabilidade. Ou seja, são considerados como sendo substitutos perfeitos ou quase perfeitos.

---

<sup>10</sup> Sobre a instabilidade de demanda por moeda (convencionalmente definida) no Brasil, ver Rossi (1988).

- $m_2$  = títulos públicos federais fora da autoridade monetária, englobando OTN/BTN monetário e cambial, LBC/LFT e LTN de vários prazos. São títulos indexados, cujo estoque varia em função das emissões, resgates, contabilização de correção monetária ou cambial, de juros, descontos e deságios. São ainda constituídos de títulos com cláusula de recompra,<sup>11</sup> bem como de títulos referentes a operações definitivas. Trata-se, portanto, de variável bastante heterogênea em que tanto o prazo de resgate quanto a taxa de rentabilidade variam em função das condições estabelecidas nos leilões.
- $M_2$  =  $M_1 + m_2$  = meios de pagamento no conceito relativamente mais abrangente que o  $M_1$ , porém constituído de variáveis heterogêneas.
- $m_3$  = depósitos de poupança no sistema brasileiro de poupança e empréstimo (SBPE), constituídos basicamente de depósitos com prazos de um mês no período considerado. O valor nominal do saldo dessa variável aumenta com os depósitos e com a contabilização dos rendimentos e diminui com os saques. É uma variável com elevado grau de homogeneidade.
- $M_3$  =  $M_2 + m_3$  = meios de pagamento no conceito mais abrangente que o  $M_2$  e contendo também um grau de heterogeneidade mais elevado.
- $m_4$  = depósitos a prazo, incluindo os Certificados de Depósito Bancário (CDB) e os Recibos de Depósito Bancário (RDB) prefixados e pós-fixados, de diversos prazos. O estoque nominal dessa variável aumenta com as emissões e com a contabilização dos rendimentos e se reduz em função dos resgates. Contém elevado grau de heterogeneidade.
- $M_4$  =  $M_3 + m_4$  = meios de pagamento no conceito mais abrangente que o  $M_3$ , sendo o agregado mais heterogêneo quanto às características de prazo de resgate e rentabilidade das variáveis que o compõem.

Além das variáveis de quantidade, o cálculo de indicadores monetários ponderados requer informações a respeito do custo de oportunidade de cada ativo, ou seja, a respeito de seu preço ( $p_i$ ). Para tanto, são necessários dados sobre a taxa de rentabilidade máxima disponível na economia ( $R$ ), bem como sobre a taxa de rentabilidade do próprio ativo ( $r_i$ ), ambas mensalizadas e expressas em termos nominais. As taxas de rentabilidade utilizadas neste estudo, discriminadas a seguir, bem como os dados de estoque foram obtidos das várias fontes.<sup>12</sup>

$r_0$  = taxa de rentabilidade de  $m_0$ : igual a zero por hipótese.

$r_1$  = taxa de rentabilidade de  $m_1$ : igual a zero por hipótese.

11 As operações com títulos contendo cláusula de recompra, ou seja, as operações compromissadas, foram instituídas pela Resolução nº 366 do Bacen, de 9/4/76.

12 As fontes dos dados originais são as seguintes: Bacen/Depec, "Indicadores Financeiros", vários números; "Notas para a imprensa", várias. Análise Financeira, "Taxas de Juros no Brasil", 3ª ed. atualizada junho/91; Banco de Dados da FGV.

$r_2$  = taxa de rentabilidade do  $m_2$ : representada pela taxa média de financiamento do *overnight*, líquido de imposto de renda, lastreado em títulos federais representativos: ORTN de janeiro/75 a fevereiro/86; OTN de março/86 a setembro/86; LBC de outubro/86 a setembro/88; e LFT de outubro/88 a fevereiro/91 [ver Análise Financeira (1991)]. Embora para alguns títulos (LBC e LFT) a taxa de *overnight* tenha se constituído na componente mais significativa de sua rentabilidade total, aquela é apenas uma *proxy* para a rentabilidade dos títulos federais. O ideal seria utilizar para cada modalidade de título uma taxa que levasse em consideração o prazo de resgate, o deságio e o juro legal.<sup>13</sup>

$r_3$  = taxa de rentabilidade do  $m_3$ : refere-se à taxa de remuneração da caderneta de poupança, que foi igual à correção monetária acrescida de 0,5% ao mês. Para o período (até junho de 1983) em que vigorou a correção trimestral baseada na UPC, a rentabilidade mensal da poupança  $r_3$  foi calculada neste trabalho do seguinte modo:

$$r_3 = [1 + r_{3t}]^{1/3} - 1,$$

onde  $r_{3t}$  é a taxa trimestral, expressa em termos unitários. A partir de julho de 1983, a caderneta teve seus rendimentos creditados mensalmente com base nos seguintes indexadores [ver Análise Financeira (1991)]:

julho/83 a fevereiro/86	= ORTN
março/86 a janeiro/87	= IPC
fevereiro/87	= <i>overnight</i>
março/87 a abril/87	= IPC
maio/87 a setembro/87	= <i>overnight</i>
outubro/87 a dezembro/88	= IPC
janeiro/89 a abril/89	= <i>overnight</i>
maio/89 a março/90	= IPC
abril/90 a janeiro/91	= BTN
fevereiro/91 em diante	= TR

Por hipótese, consideraram-se os rendimentos da poupança isentos de imposto de renda para todo o período em apreço.

<sup>13</sup> Com a metodologia e os cálculos apresentados em Silva (1991) é possível a utilização de uma taxa de rentabilidade para cada tipo de título.

- $r_4$  = taxa de rentabilidade do m4: considerou-se a taxa de remuneração dos CDB prefixados, sendo que, para o período agosto de 1982 a janeiro de 1984, em que estes títulos foram obrigatoriamente pós-fixados, utilizou-se a remuneração das LC, que são títulos prefixados. As taxas são líquidas de imposto de renda e referem-se a taxas para CDB/LC de 180, 90, 60 ou 30 dias, mensalizadas nos três primeiros casos. Também aqui o ideal seria que o estoque de depósitos a prazo fosse decomposto em função dos prazos de resgate. E, dentro de cada prazo, poder-se-ia utilizar a média das taxas negociadas no período em questão.
- $R$  = taxa de rentabilidade máxima da economia: considerou-se a taxa máxima de rentabilidade dentre os ativos que compõem o M4, vezes 1,05, para que o custo de oportunidade de cada ativo financeiro fosse maior que zero.<sup>14</sup>

#### Abstract

*The choice of an appropriate monetary aggregate is a major problem in monetary policy. The traditional aggregates, such as M1, M2, M3 and M4, have some shortcomings for they add together heterogeneous assets by way of a simple sum. Based on economic aggregation and the index numbers theory, Barnett (1980) proposed the Divisia index for the aggregation of the monetary services (moneyness) of the various assets. In the present study we calculate the Divisia index for the monetary aggregates M2, M3 and M4 in Brazil with monthly data in the period 1974/1991. The results show significant differences in the pattern of this index vis-à-vis the one obtained by using the simple sum of the assets.*

#### Bibliografia

ANÁLISE FINANCEIRA. *Taxas de juros no Brasil*. São Paulo: Análise Editora, n.3, mar. 1991. Edição especial.

BACEN/DEPEC. *Brasil programa econômico: ajustamento interno e externo*. Brasília, maio 1986.

\_\_\_\_\_. *Indicadores Financeiros*. Brasília, vários números.

\_\_\_\_\_. *Relatório*. Brasília, 1989.

<sup>14</sup> Os resultados pouco mudaram quando esse fator de multiplicação passou de 1,05 para 1,10, por exemplo.

- . *Nota para a imprensa*. Brasília, vários números.
- BARNETT, William A. Economic monetary aggregates: an application of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, Supplement, v.14, p.11-48, Sept. 1980.
- . Optimal level of monetary aggregation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.14, n.4, part 2, p.687-710, Nov. 1982.
- . Recent monetary policy and the Divisia monetary aggregates. *The American Statistician*, v.38, n.3, p.165-172, Aug. 1984.
- BARNETT, William A., SPINDT, Paul A. *Divisia monetary aggregates: compilation, data, and historical behavior*. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, May 1982.
- DONOVAN, Donald J. Modeling the demand for liquid assets: an application to Canada. *IMF Staff Papers*, Washington, D. C., v.25, n.3/4, p.676-704, 1978.
- FARR, Helen, JOHNSON, Deborah. *Revisions in the monetary services (Divisia) indexes of the monetary aggregates*. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, Dec. 1985.
- FISHER, Irvin. *The making of index numbers*. New York: Houghton Mifflin, 1927.
- FRIEDMAN, Milton, SCHWARTZ, Anna J. *Monetary statistics of the United States: estimates, sources, methods*. New York: Columbia University Press, 1970.
- FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. *Banco de dados*. São Paulo, 1991.
- ROSSI, José W. A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.18, n.1, p.37-54, abr. 1988.
- . Comportamento dos agregados e multiplicadores monetários no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.44, n.2, p.217-236, abr./jun. 1990.
- . Oferta monetária, nível de atividade econômica e inflação. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.45, n.1, p.91-102, jan./mar. 1991.
- SILVA, M.C. *O custo financeiro real da dívida mobiliária federal: mensurações diretas*. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 1991. (Texto para discussão, 212).

(Originais recebidos em maio de 1991. Revistos em novembro de 1991.)