

Oferta monetária, nível de atividade econômica e inflação*

José W. Rossi**

O artigo apresenta, inicialmente, um breve resumo da evidência empírica, reunida em dois trabalhos recentes que usam análise de *cross-section* com dados de vários países em diferentes estágios de desenvolvimento econômico, acerca da relação entre a oferta monetária, o nível de atividade econômica e a inflação. Relações semelhantes são testadas com os dados (mensais, trimestrais e anuais) do Brasil no período 1973-88. As conclusões desses estudos são semelhantes: parece não haver relação de longo prazo entre a moeda e o nível de atividade econômica. Em essência, as variações na oferta monetária (vários conceitos alternativos) traduzem-se em variações de mesma ordem no nível dos preços. Considerações ainda são feitas quanto à direção de causalidade entre a moeda e a inflação no Brasil, com base no teste Granger-Sims.

1. Introdução; 2. A evidência empírica disponível; 3. O caso do Brasil; 4. A direção de causalidade entre a inflação e a oferta monetária.

1. Introdução

O objetivo deste artigo é investigar a relação existente no Brasil entre as variáveis oferta monetária, nível de atividade econômica e inflação. Assim, é natural que se tomem aqui, como ponto de partida, algumas proposições derivadas da teoria quantitativa da moeda. A proposição básica dessa teoria é dada pela equação

$$M = kY \quad (1)$$

onde M é a quantidade nominal da moeda, Y é o nível da renda nominal e k é a fração que indica a quantidade de moeda que as famílias e as empresas desejam manter em face das suas rendas. Se for interpretada como uma equação de demanda por moeda, essa relação estabelece que uma dada taxa de variação na renda nominal resulta, *ceteris paribus*, em idêntica taxa de variação na quantidade demandada de moeda. Dado que, em equilíbrio, a quantidade demandada de moeda é igual à quantidade ofertada, ou, visto de outro ângulo, como no longo prazo essas duas quantidades tendem a se igualar – pois ninguém, em sã consciência, atiraria moeda pela janela –, então qualquer excesso na oferta desse ativo resultaria, de acordo com a equação (1), em mudanças nas variáveis k e/ou Y . Vale dizer,

* O autor agradece os comentários e sugestões de um parecerista desta revista.

** Do Ipea/Inpes e da UFRJ.

$$\dot{M} = \dot{k} + \dot{Y} \quad (2)$$

onde o ponto sobre a variável indica a sua taxa de variação.

Uma premissa freqüentemente adotada pelos economistas de persuasão monetarista é que a fração k pouco varia no curto prazo e, mesmo que essa fração variasse, a sua trajetória seria independente daquelas das duas outras variáveis da equação (1). Isso significa, por exemplo, que, se por alguma razão k crescesse à taxa anual de 1%, e supondo que a taxa de expansão da oferta monetária aumentasse de 5% para 10% ao ano, então, após decorrido certo tempo, a expansão da renda nominal cresceria de 4% para 9%.

Como a variação nominal da renda pode ser decomposta nos seus elementos variação real e variação de preços (isto é, $\dot{Y} = \dot{P} + y$, onde \dot{P} é a taxa de variação dos preços e y é a taxa de variação da renda real), uma dada variação na renda nominal é compatível, então, com inúmeras combinações dos componentes variação da renda real e variação dos preços. Conforme argumentado, porém, há mais de dois séculos por David Hume, variações na oferta de moeda não levam a variações permanentes na renda real, pois somente a combinação dos fatores de produção trabalho, capital e recursos naturais, entre si e com a tecnologia, é capaz de produzir bens e serviços na economia. É claro que variações muito acentuadas na oferta de moeda, por desorganizarem a atividade econômica, acabam afetando de modo negativo o nível de produção do país. Não parece haver razão, entretanto, para que variações moderadas na oferta monetária tenham efeito duradouro sobre o nível de atividade econômica. De fato, a evidência empírica apresentada nas próximas seções sugere que variações na oferta monetária resultam tão-somente em variações de mesma ordem nos preços. De qualquer modo, muita pesquisa tem sido feita na tentativa de estabelecer alguma ligação no curto prazo entre a moeda e o nível de atividade econômica. Os resultados desse esforço são descontraídos na literatura, como se verá.

As colocações feitas até aqui sobre a relação entre a oferta monetária e os preços necessitam ser de fato qualificadas, pois ignoram os fatores que afetam a demanda real por moeda. Nesse sentido, considere-se o equilíbrio no mercado monetário

$$\frac{M}{P} = L(y, r, \dot{P}, I)$$

ou

$$M = PL(y, r, \dot{P}, I) \quad (3)$$

onde $\frac{M}{P}$ é a oferta real de moeda e L é a demanda real de moeda. Dado que L é aqui função da renda real (y), da taxa nominal de juros (r), da taxa de inflação (\dot{P}) e de uma variável que representa as inovações financeiras (I), então, se alguns desses fatores têm, em dado momento, um efeito, por exemplo, positivo sobre a demanda por moeda, haveria espaço, nessas circunstâncias, para aumentar a oferta monetária sem que com isso houvesse qualquer pressão sobre os preços. Mos-

tra-se adiante alguma evidência empírica para essa situação com respeito às variações no produto real.

A próxima seção apresenta um breve resumo da evidência empírica disponível quanto à relação existente entre as variáveis oferta monetária, nível de atividade econômica e taxa de inflação, conforme obtida por outros estudos, seja em análise de *cross-section* para vários países, seja em análise de série temporal para os EUA. Na seção 3, mostra-se a relação entre essas mesmas variáveis com dados do Brasil. A seção 4 conclui o artigo com algumas considerações sobre a direção de causalidade entre a inflação e a moeda.

2. A evidência empírica disponível

2.1 Oferta monetária e inflação

Para se estabelecer a relação entre a variação na oferta monetária e a variação na inflação, podem-se usar dados tanto de *cross-section* como de séries temporais. Dois estudos recentes que fornecem evidência empírica para essa relação, com base em análise de *cross-section*, são os de Barro (1987) e Dwyer e Hafner (1988), sendo que no primeiro há ainda evidência da relação entre a moeda e a inflação a partir da análise de série de tempo para o caso dos EUA.

O estudo de Barro, que se baseia em dados para 83 países no pós-guerra, revela forte associação entre as taxas médias de inflação e as taxas médias de expansão monetária. Mais precisamente, foi constatado que para cada aumento de um ponto percentual por ano no saldo de moeda em poder do público correspondeu aumento aproximadamente da mesma ordem na taxa de inflação; os resultados básicos não se alteraram quando foi usado o agregado monetário M1 (meios de pagamento), em vez da moeda em poder do público – a escolha desse último deve-se à sua maior uniformidade conceitual entre os países. O autor ressalta que tal relação é mais precisa quando se consideram apenas os países com expansão monetária mais elevada, e é menos precisa quando são considerados somente os países com taxas moderadas de expansão monetária, isto é, entre 5 e 15% ao ano.

Barro mostra ainda que a taxa mediana de inflação foi, para os 83 países, de 7,1% ao ano, enquanto a taxa mediana da expansão do saldo de moeda em poder do público foi de 11,6% ao ano. A discrepância entre essas taxas se deve, em grande parte, à expansão do produto real, cuja taxa mediana de crescimento foi de 4,2% ao ano (agora para os 78 países com informação sobre o valor do PIB), e que está bem próxima da taxa mediana de expansão dos encaixes monetários reais, que foi de 3,6% ao ano [ver, a propósito desse ponto, a equação (3)]. Ou seja, os países com as maiores taxas de expansão do produto real tendem a ter as menores taxas de inflação para dada taxa de expansão da oferta monetária.

A análise de *cross-section* de Dwyer e Hafner (1988) com dados para 62 países corrobora, em boa medida, o resultado básico do estudo de Barro, qual seja que variações na oferta monetária (os autores não revelam qual o conceito de moeda que utilizam, mas supõe-se seja M1) tendem a ocasionar, após decorrido certo tempo, variações de mesma ordem nos preços, o que está, aliás, de acordo com a conhecida afirmativa de Milton Friedman, segundo a qual a inflação é

sempre, e em qualquer lugar, um fenômeno monetário; Friedman adverte, porém, que os preços respondem a variações na oferta monetária com defasagens no tempo que podem ser longas e variáveis. Para testar, pois, a relação de longo prazo, Dwyer e Hafner calcularam correlações com base nas médias das taxas de variação anual das variáveis oferta monetária e inflação, no período de cinco anos, que vai de 1979 a 1984. O resultado desse exercício está resumido na regressão linear que se segue:

$$\dot{P} = -1,35 + 1,03 \dot{M}; R^2 = 0,96 \quad (4)$$

(0,02)

onde P e M são o preço e a oferta monetária, respectivamente, e o ponto sobre a variável indica a sua taxa de variação; o número entre parênteses representa o desvio-padrão do coeficiente estimado. Assim, se a oferta monetária aumenta em 1%, a inflação sobe 1,03%, e essa correlação é aqui, do ponto de vista estatístico, altamente significativa.

Dwyer e Hafner (1988) estimaram ainda regressões semelhantes àquela dada pela equação (4), usando os mesmos dados dos 62 países, mas tomados agora para dois anos separadamente, mais especificamente o ano inicial (1979) e o ano do final (1984) do período. O objetivo era caracterizar a relação de curto prazo entre as variáveis de interesse, ao invés da relação de longo prazo da equação (4). O resultado é que, embora a relação entre a oferta monetária e a inflação continuasse significativa, ela foi agora menor. Mais precisamente, o coeficiente da variável oferta monetária na regressão foi de 0,46 em 1979 e 0,76 em 1984. Isto é, o aumento de 1% na oferta monetária resultou em aumento menos que proporcional na inflação.

É interessante observar que há também forte correlação entre a oferta e a inflação para um país como os EUA, conforme nos mostra Barro (1987), com dados históricos anuais entre 1860 e 1980 (120 anos). Mais precisamente, a oferta monetária se expandiu nesse período à taxa média anual de 4,8%, enquanto a inflação aumentou à taxa média anual de 2,1%. Os encaixes monetários reais cresceram, pois, à taxa média anual de 2,7%. Assim, a discrepância entre as duas primeiras taxas se deve, essencialmente, ao crescimento do produto real, que no período foi de 3,3% ao ano.

2.2 Oferta monetária e produto real

Na sua análise de *cross-section* com dados para 62 países, Dwyer e Hafner (1988) calcularam ainda correlações com base nas médias das taxas de variação anual da oferta monetária e do produto real no período de cinco anos, que vai de 1979 a 1984, obtendo:

$$\dot{y} = 2,61 - 0,018 \dot{M}; R^2 = 0,07, \quad (5)$$

(0,009)

onde y e M são o produto real e a oferta monetária, respectivamente, e o ponto sobre a variável indica a sua taxa de variação; o número entre parênteses é o des-

vio-padrão do coeficiente estimado. Verifica-se, pois, que a oferta monetária não tem aqui praticamente efeito sobre o produto real.¹

Ressalte-se nesse ponto que, mesmo havendo alguma relação entre a oferta monetária e o produto real, não seria tarefa simples captá-la econometricamente. Uma dificuldade geralmente citada é que, como a oferta monetária, muitas vezes, reage às condições econômicas então vigentes, seria viesado o coeficiente da regressão entre essas duas variáveis.

De fato, as complicações técnicas envolvidas na estimação da relação entre a moeda e o nível de atividade econômica real vão bem além dessa questão de simultaneidade que acabamos de citar.² A matéria é adequadamente resumida por Abdullah e Rangazas (1988). De acordo com tais autores, nos anos setenta os modelos econométricos convencionais, que usavam um número suficiente de defasagens (*lags*) para a moeda, em geral concluíam que o nível de atividade econômica real nos EUA respondia a variações na oferta monetária. No início dos anos oitenta, entretanto, Sims (1980) usou uma nova técnica estatística, denominada auto-regressão vetorial (ARV), para concluir que a moeda não causa flutuações reais no produto (de acordo com o critério *causalidade de Granger*). Vários trabalhos subseqüentes que utilizaram essa mesma técnica chegaram a conclusões semelhantes. Constatou-se mais tarde, porém, que as conclusões mudavam em função tanto das distintas estruturas de defasagem empregadas como da adição de novas variáveis no modelo. Além disso, como ressaltam Abdullah e Rangazas (1988), Lesage (1986) mostrou que as relações colineares, naturalmente associadas aos modelos ARV, eram responsáveis por um viés para baixo na estatística F, levando assim à conclusão *errônea* de Sims quanto à não-causalidade entre a moeda e o produto real. Para complicar a questão ainda mais, Christiano e Ljungqvist (1988) demonstraram que às vezes a relação de causalidade (pelo teste de Granger) entre moeda e produto real é detectada quando se usa o logaritmo dessas variáveis, mas não quando se usa a primeira diferença do logaritmo (ou seja, as taxas de variação dessas variáveis). Isso porque, com o uso da primeira diferença das variáveis, incorre-se em um tipo de erro de especificação e, assim, os dados não possibilitariam detectar a causalidade entre as variáveis, mesmo que ela fosse verdadeira.

A complexidade do problema de captar a relação – caso ela exista – entre a moeda e o produto real é, conforme sugerem Boschen e Mills (1988), que ambas as variáveis podem estar sendo afetadas por outras variáveis reais. Dessa forma, os autores ressaltam que se variáveis reais, tais como o aumento da população economicamente ativa, os gastos reais do Governo e as exportações reais, estiverem por trás das flutuações econômicas e monetárias, será, então, essencial que

¹ Esse mesmo exercício realizado por Dwyer e Hafner com os dados dos 62 países tomados para os anos 1979 e 1984 isoladamente revelou correlação ainda menos significativa entre a oferta monetária e o produto real.

² Para citar mais um tipo de dificuldade com as relações econométricas, o modelo monetarista do Federal Reserve Bank of Saint Louis (e outros nele inspirados) produziu, nos EUA, na década de 70, boas previsões para o PIB trimestral com base em variações, presentes e passadas, do agregado monetário M1. Isso basicamente porque a velocidade de circulação da moeda pouco flutuou nesse período. Fracassaram, entretanto, as previsões do modelo para a década seguinte, já que a velocidade de circulação da moeda tornara-se errática.

antes se controle o efeito dessas variáveis para, em seguida, se testar o impacto que políticas monetárias têm sobre o nível de atividade econômica.

3. O caso do Brasil

Também com os dados do Brasil obtêm-se correlações entre as variáveis oferta monetária, nível de atividade econômica e inflação que se assemelham àquelas reportadas antes. A tabela 1 mostra, inicialmente, a taxa geométrica de expansão, por período, das variáveis oferta monetária (vários conceitos), índice de preços (IGP-DI) e produto interno bruto, nominal e real, com dados mensais, trimestrais e anuais desde 1973. A taxa de expansão, g , foi obtida após o ajustamento estatístico do modelo $Y_t = Y_0 (1 + g)t$, onde t é a variável tempo. Além da taxa g , a tabela mostra ainda o coeficiente de determinação, R^2 , das várias regressões lineares semilogarítmicas, cujo valor se situa, em geral, acima de 0,90. Como se vê nessa tabela, a taxa de expansão dos agregados monetários aumenta à medida que o conceito utilizado para a moeda torna-se mais abrangente. Por exemplo, as taxas de expansão mensal, trimestral e anual (em percentagem) para o agregado M1 (meios de pagamento) foram, respectivamente, 4,9, 15,3 e 77,5, enquanto para M4 essas taxas foram 5,8, 18,2 e 96,4.³ Note-se também que a taxa de expansão para a base monetária (BM) é ligeiramente maior do que aquela de M1.

A taxa de expansão de M1 menor que a dos outros agregados monetários se deve aqui à indexação dos ativos não-monetários contidos nesses últimos e também a outros tipos de inovações financeiras que ocorrem em ambientes inflacionários como o nosso. De fato, há no Brasil uma redução nos encaixes reais representados por M1 que se dá de modo mais pronunciado no seu componente dos depósitos à vista (ver, a respeito, Rossi, 1989).⁴ Já o estoque de papel-moeda em poder do público tende a manter relação mais estável com o nível da renda, visto depender de hábitos da população que estão menos sujeitos a inovações. Daí ser também a expansão de M1 menor que aquela da base monetária (BM).

Como a tabela 1 mostra ainda, a taxa de variação dos preços é comparável à taxa de variação da base monetária e situa-se entre as taxas de variação dos agregados monetários M1 e M2. Os agregados monetários parecem, entretanto, guardar pouca relação com o produto real.

³ Os agregados monetários são assim definidos: M1 = papel-moeda em poder do público + depósitos à vista; M2 = M1 + títulos do Governo em poder do público; M3 = M2 + depósitos em caderneta de poupança e M4 = M3 + depósitos a prazo.

⁴ Uma estimativa para a taxa de redução dos encaixes reais pode ser obtida econometricamente através do ajustamento de uma função convencional de demanda por moeda. Por exemplo, com os dados trimestrais no período 1973-1988 estimou-se a seguinte equação de demanda por encaixes reais no Brasil:

$$\text{Ln}(M1/P) = -21,05 + 3,18 \text{Ln } y - 2,81 \text{Ln } p - 0,23 \text{Ln } r - 0,04t, R^2 = 0,8$$

(3,8) (5,1) (1,6) (3,4)

onde P é o nível dos preços, y é o PIB real, p é a taxa de inflação, r é a taxa de juros (letras de câmbio) e t é a variável tempo, com os números entre parênteses indicando a estatística t . Verifica-se, pois, que os encaixes reais caem à taxa aproximada de 4% por trimestre. Não cabe analisar aqui as propriedades gerais da equação estimada. Essa matéria é objeto de considerações em estudo específico que usa um modelo semelhante ao aqui empregado, embora aplicado ao período 1966-85 (ver Rossi, 1988).

Tabela 1

Taxa de variação para as variáveis oferta monetária, produto e preços no período (1973-88)

Variável		Taxa de variação (g)	R ² da regressão*
BM	M	5,01	0,92
	T	15,80	0,92
	A	80,86	0,92
M1	M	4,88	0,92
	T	15,26	0,92
	A	77,49	0,92
M2	M	5,43	0,91
	T	17,07	0,93
	A	89,18	0,91
M3	M	5,71	0,93
	T	18,02	0,93
	A	95,30	0,93
M4	M	5,77	0,93
	T	18,19	0,93
	A	96,37	0,93
IGP-DI	M	5,20	0,90
	T	16,42	0,90
	A	84,91	0,91
PIB nominal	M	—	—
	T	16,25	0,81
	A	95,60	0,93
PIB real	M	—	—
	T	0,09	0,88
	A	5,35	0,92

*A função ajustado é do tipo $Y_t = Y_o (1 + g)^t$.

Obs.: M = mensal; T = Trimestral; A = anual.

Como uma maneira alternativa de ver a relação entre essas variáveis e também tornar os nossos resultados comparáveis àqueles da seção 2, reportam-se na

tabela 2 as estimativas das regressões apropriadas. Por esses resultados vê-se, por exemplo, se trabalhando com os dados trimestrais, à variação de 10% na base monetária (BM) equivalem variações de 6,3% no PIB nominal, -0,6% no PIB real e 6,2% de inflação; com dados anuais, aos mesmos 10% de variação na base monetária equivalem variações de 12% no PIB nominal e 11,2% de inflação, com ausência de qualquer efeito no PIB real. Esses resultados pouco se alteram quando se usa no mesmo exercício o agregado monetário M1, em vez da base monetária, como se constata nessa tabela. Note-se ainda que, com os dados mensais, a relação entre a oferta monetária (no conceito BM ou no M1) e a inflação é bem menor, pois a uma variação de 10% na primeira equivale aumento de pouco mais de 2% na inflação. Assim, os dados anuais permitem uma correspondência mais próxima entre as variações na oferta monetária e as variações de preço do que aquela com os dados trimestrais e mensais. Como a série anual, mais do que a trimestral e a mensal, caracteriza melhor uma relação de longo prazo, esses resultados são consistentes, pois, com a proposição básica da teoria quantitativa da moeda citada na Introdução.

Conforme se vê ainda na tabela 2, a inflação guarda forte relação com os agregados monetários mais abrangentes, tais como M2, M3 e M4, mesmo no curto prazo (isto é, com os dados mensais); recorde-se que este não foi o caso com o uso dos agregados mais restritos, quais sejam, base monetária (BM) e meios de pagamento (M1). Esse resultado se deve basicamente à indexação dos ativos não-monetários (isto é, depósitos das cadernetas de poupança, depósitos a prazo e aplicações em títulos do Governo) que compõem os agregados mais amplos, mas que não fazem parte dos agregados monetários mais restritos. Digno de nota, também com relação ao uso dos agregados monetários M2, M3 e M4, é o fato de que não são muito distintos os resultados das regressões da inflação contra esses agregados, tanto em função das suas distintas abrangências como no fato de ser mensal, trimestral ou anual a série de dados utilizada.

4. A direção de causalidade entre a inflação e a oferta monetária

Cabe aqui um breve comentário acerca da relação de causalidade entre a inflação e a oferta monetária. É geralmente aceito que são as variações na oferta monetária que causam a inflação. Entretanto, a inflação pode anteceder no tempo as variações na oferta monetária. Isso ocorre, por exemplo, no caso de ser a moeda passiva, isto é, com o Banco Central simplesmente validando a inflação já ocorrida, através de uma acomodação monetária apropriada.

Uma situação distinta, onde a inflação pode anteceder as variações na oferta monetária, ocorre em economias com inflação geralmente crescente, em que as expectativas inflacionárias levam a um aumento de preços antes de qualquer aumento na oferta monetária simplesmente porque os agentes econômicos estariam se antecipando a uma situação, que, na sua percepção, de fato ocorrerá no futuro próximo, qual seja, o descontrole monetário.

Tabela 2
Resultados das regressões do produto e inflação
contra a oferta monetária, Brasil (1973-88)

Variável dependente	Coeficiente da variável "variação na oferta monetária" e R ²										
	BM	R ²	M1	R ²	M2	R ²	M3	R ²	M4	R ²	
Y	T	0,629 (0,12)	0,30	0,614(0,12)	0,30	0,977 (0,08)	0,72	1,079 (0,07)	0,80	1,120 (0,07)	0,80
	A	1,186(0,39)	0,41	1,002(0,41)	0,31	1,004 (0,06)	0,95	1,004 (0,04)	0,98	1,030 (0,04)	0,98
y	T	-0,059 (0,04)	0,03	-0,019(0,04)	0,01	-0,014 (0,04)	0,01	-0,027 (0,04)	0,01	-0,032 (0,04)	0,01
	A	0,003 (0,01)	0,01	0,004(0,01)	0,01	-0,005 (0,01)	0,06	-0,006 (0,01)	0,11	-0,007 (0,01)	0,11
π	M	0,263(0,04)	0,15	0,214 (0,04)	0,13	0,607 (0,04)	0,52	0,782 (0,04)	0,69	0,863 (0,03)	0,73
	T	0,615(0,09)	0,39	0,581 (0,09)	0,36	0,871 (0,05)	0,78	0,973 (0,04)	0,90	1,017 (0,04)	0,90
	A	1,116(0,34)	0,39	0,948 (0,36)	0,30	0,964 (0,07)	0,93	0,982 (0,04)	0,97	1,007 (0,05)	0,97

Obs.: M = mensal; T = trimestral e A = anual.

Dados entre parênteses indicam desvio-padrão do coeficiente.

As regressões foram estimadas com a interseção linear (constante), cujas estimativas não são aqui reportadas por questão de espaço.

Y = taxa de variação do PIB nominal; y = taxa de variação do PIB real; π = taxa de inflação.

Como em ambas as situações aqui descritas a inflação precede temporalmente as variações na oferta monetária, então o largamente utilizado teste de Granger aplicado em uma ou outra dessas situações indicaria que a relação de causalidade iria da inflação para a variação na oferta monetária, já que o teste meramente mostra a precedência temporal de uma variável sobre a outra. O resultado do teste, pois, nem sempre coincide com a causalidade no sentido econômico. Por exemplo, no caso aqui descrito, onde a inflação ocorre devido à suspeita de futuro descontrole monetário, pode-se dizer que a direção de causalidade econômica vai da oferta monetária para a inflação, embora o teste de Granger indique o contrário.

Com essas ressalvas, além daquelas apresentadas na subseção 2.2, a aplicação do teste de Granger, como proposto por Sims (1972), nas nossas séries mensal e trimestral indica que a direção de causalidade vai da inflação para a oferta monetária. Mais precisamente, o teste foi assim efetuado: primeiro usou-se o mesmo pré-filtro (transformação de variável) $X_t - 1,5 X_{t-1} + 0,5625 X_{t-2}$, como proposto por Sims (1972), para eliminar a autocorrelação na estrutura de erros comumente encontrada nas séries históricas de variáveis econômicas.⁵ Ajustou-se, então, por mínimos quadrados ordinários a regressão dos preços transformados contra, alternativamente, a base monetária transformada e os meios de pagamentos transformados, usando-se para essas variáveis transformadas os valores passados (6 lags), presentes e futuros (4 leads). Efetuou-se também a regressão excluindo-se os valores futuros da variável (4 leads). Em seguida repetiu-se o exercício, mas invertendo-se agora os papéis das variáveis dependente e independente na regressão e usando-se ainda a mesma estrutura de lags e leads que nas regressões anteriores. Em notação simbólica, esses seriam os passos:

- (1) $Y_t = f(X_t: 6 \text{ passado, presente, 4 futuro})$
- (2) $Y_t = f(X_t: 6 \text{ passado, presente})$
- (3) $X_t = f(Y_t: 6 \text{ passado, presente, 4 futuro})$
- (4) $X_t = f(Y_t: 6 \text{ passado, presente})$

O teste de Granger como proposto por Sims (1972) sugere que se os quatro coeficientes futuros forem estatisticamente diferentes de zero na comparação entre as regressões em (1) e (2) vistas, mas não diferentes de zero na comparação entre as regressões em (3) e (4), então a direção de causalidade vai da variável Y para a variável X (ou $Y \Rightarrow X$).⁶ Resumimos no quadro 1 o resultado desse teste, usando-se alternativamente as séries mensal e trimestral dos dados.

Como esses resultados indicam, usando-se os dados mensais ou os trimestrais, e ainda utilizando-se tanto a base monetária como os meios de pagamentos para conceito de oferta monetária, a direção de causalidade pelo teste de Granger iria do índice de preço para a oferta monetária ($IGP \Rightarrow M$).

⁵ A variável x representa aqui alternativamente o logaritmo do IGP-DI, o logaritmo da base monetária (BM) ou o logaritmo dos meios de pagamento (M1).

⁶ Esse teste para um conjunto de coeficientes da regressão é normalmente realizado usando-se a distribuição F .

Quadro 1

Regressão	F calculado	
	Mensal	Trimestral
IGP = f (BM: 6 passado, presente)	33,0	16,6
IGP = f (BM: 6 passado, presente, 4 futuro)		
BM = f (IGP: 6 passado, presente)	7,4	3,2
BM = f (IGP: 6 passado, presente, 4 futuro)		
IGP = f (M1: 6 passado, presente)	37,4	15,4
IGP = f (M1: 6 passado, presente, 4 futuro)		
M1 = f (IGP: 6 passado, presente)	3,6	7,6
M1 = f (IGP: 6 passado, presente, 4 futuro)		

Obs.: o valor de *F* a 1% é cerca de 13,5.

Com as devidas ressalvas quanto às limitações do teste aplicado, isto poderia estar indicando ou que a moeda é passiva, ou que os agentes econômicos estariam se antecipando nas suas ações para se resguardarem das conseqüências do descontrole monetário por eles previsto.⁷ Talvez só com pesquisa adicional se possa resolver essa questão. Aliás, em trabalho recente, Montiel (1989) investiga os episódios de inflação elevada na Argentina, no Brasil e em Israel, e conclui, usando a técnica ARV, que no caso dos dois países latino-americanos, tanto as variações na base monetária como as desvalorizações na taxa de câmbio nominal devem ser responsabilizadas pela aceleração inflacionária verificada no período 1975-85, embora as desvalorizações cambiais tenham um papel preponderante nos episódios inflacionários de 1985, que resultaram nos Planos Cruzado e Austral.

Abstract

This study presents initially a brief summary of the evidence found by two recent cross-section analysis, with data of various countries, concerning the relationships between money, the level of economic activity and inflation. Similar relationships are tested for Brazil in the period 1973-88. The conclusion is that, like in those two studies, also in the case of Brazil it appears there is no long-run relationship between the money supply and the level of economic ac-

⁷ Como o pré-filtro das variáveis poderia estar afetando o teste de Granger, realizamos regressões lineares simples do tipo $P_0 = f(M_{-1})$, $P_0 = f(M_{-2})$, $M_0 = f(P_{-1})$ e $M_0 = f(P_{-2})$ - onde *M* e *P* são as taxas de variação, respectivamente, da oferta monetária (usamos os vários conceitos, isto é, *BM*, *M1*, *M2*, *M3* e *M4*) e do nível de preços com os dados mensais e trimestrais. Em todos os casos as correlações do IGP passado com a oferta monetária presente foram maiores do que aquelas do IGP presente com a oferta monetária passada, o que é consistente, pois, com a precedência temporal indicada pela direção de causalidade do teste de Granger.

tivity. Essentially changes in the price level are one-to-one to changes in the money supply (various alternative concepts). Some thoughts are also presented concerning the direction of causality between inflation and money supply in the case of Brazil, using Granger-Sims teste.

Referências bibliográficas

Abdullah, D. A. & Rangazas, P. C. Money and the business cycle: another look. *The Review of Economics and Statistics*, 60(4): 680-5, Nov. 1988.

Barro, R. J. *Macroeconomics*. 2. ed. John Wiley, 1987, cap. 7.

Boschen, J. F. & Mills, L. O. Tests of the relation between money and output in the real business cycle model. *Journal of Monetary Economics*, 22(3): 355-74, Nov. 1988.

Christiano, L. J. & Ljungqvist, L. Money does Granger- cause output in the bivariate money – output relation. *Journal of Monetary Economics*, 22(2): 217-35, Sept. 1988.

Dwyer Jr., G. P. & Hafner, R. W. Is money irrelevant? *The Federal Reserve Bank of Louis Review*, 70(3): 3-17, May/June 1988.

Lesage, J. The Impact of collinearity on Granger causality tests. Working paper. Bowling Green State University, 1986

Montiel, P. J. Empirical analysis of high – inflation episodes in Argentina, Brazil and Israel. *IMF – Staff Papers*, 36(2): 527-49, Sept. 1989.

Rossi, J. W. A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 18(1) 37-54, abr. 1988.

_____. Comportamento dos agregados e multiplicadores monetários no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, fev., 44(2): 217-36, abr./jun. 1990.

Sims, C. A. Money, income and causality. *American Economic Review*, 62: 540-52, Sept. 1972.

_____. Comparison of interwar and postwar business cycles: monetarism reconsidered. *American Economic Review*, 70: 250-7, May 1980.