

IDEIA

Instituto de Planejamento Econômico e Social

INPES

Instituto de Pesquisas

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

N^o 188

"OFERTA MONETÁRIA, NÍVEL DE
ATIVIDADE ECONÔMICA E INFLAÇÃO"

José W. Rossi

Março de 1990



TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

N^o 188

"OFERTA MONETÁRIA, NÍVEL DE
ATIVIDADE ECONÔMICA E INFLAÇÃO"

José W. Rossi

Março de 1990

Tiragem: 100 exemplares

Trabalho concluído em março de 1990

Instituto de Pesquisas do IPEA

Instituto de Planejamento Econômico e Social

Avenida Presidente Antonio Carlos, 51 - 13^o/17^o andares

Rio de Janeiro/RJ

20020

Este trabalho é de inteira e exclusiva responsabilidade de seu autor. As opiniões nele emitidas não exprimem necessariamente, o ponto de vista da Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República.

OFERTA MONETÁRIA, NÍVEL DE ATIVIDADE ECONÔMICA E INFLAÇÃO

José W. Rossi*

- I. INTRODUÇÃO
- II. A EVIDÊNCIA EMPÍRICA DISPONÍVEL
- III. O CASO DO BRASIL
- IV. A DIREÇÃO DE CAUSALIDADE ENTRE A INFLAÇÃO E A OFERTA MONETÁRIA
- V. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

* Do IBGE, cedido ao INPES/IPEA e da UFRJ.

SINOPSE

O estudo mostra que é muito forte no longo prazo a relação entre as variáveis inflação e taxa de variação na oferta monetária (vários conceitos). Essa relação é também forte no curto prazo para os agregados monetários mais amplos. Não há, entretanto, seja no curto ou longo prazo, relação entre a variação na oferta monetária e o nível de atividade econômica. O teste de causalidade de Granger entre a oferta monetária e a inflação sugere que as variações nesta última se antecipam temporalmente às variações na primeira.

I. INTRODUÇÃO

O objetivo deste estudo é investigar a relação existente no Brasil entre as variáveis oferta monetária, nível de atividade econômica e inflação. Assim, é natural que se tome 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 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 estas duas quantidades tendem a se igualar, pois ninguém em sua 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,

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

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 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, $\dot{Y} = \dot{P} + \dot{y}$, onde \dot{P} é a taxa de variação dos preços e \dot{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. Porém, conforme argumentado por David Hume há mais de dois séculos, 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. Como se verá, os resultados desse esforço são desencontrados na literatura.

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:

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

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

onde $\frac{M}{P}$ é a oferta real de moeda e L é a sua demanda real. 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. Mostra-se adiante alguma evidência empírica para essa situação com respeito a 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 ou em análise de série temporal para os Estados Unidos. Na Seção III mostra-se a relação entre essas mesmas variáveis com os dados do Brasil. A Seção IV conclui o artigo com algumas considerações sobre a direção de causalidade entre a inflação e a moeda.

II. A EVIDÊNCIA EMPÍRICA DISPONÍVEL

II.1 - Oferta Monetária e Inflação

Para se estabelecer a relação entre a variação na oferta monetária e a variação na inflação pode 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 Barro (1977) 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 Estados Unidos.

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 um aumento aproximadamente da mesma ordem na taxa de inflação. Os resultados básicos não se alteraram quando foi usado o agregado monetário M1 (meios de pagamentos), ao invés da moeda em poder do público, cuja escolha se deve 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 que 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 que 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 5 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 de 1% a inflação sobe 1,03%, e essa correlação é aqui, do ponto de vista estatístico, altamente significativo.

Dwyer e Hafner 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 do período (1979) e o do final (1984). 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 um por cento na oferta monetária resultou em aumento menos que proporcional na inflação.

É interessante observar que há também forte correlação entre a oferta monetária e a inflação para um país como os Estados Unidos, 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.

II.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 5 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 desvio-padrão do coeficiente estimado. Verifica-se, pois, que a oferta monetária não tem aqui praticamente efeito sobre o produto real.¹

Ressalte-se neste 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 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) usa uma nova técnica estatística, denominada auto-regressão vetorial (ARV), para

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

²Para 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 setenta 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.

concluir que a moeda não causa flutuações reais no produto (de acordo com o critério "causalidade de Granger"). Vários trabalhos subsequentes que utilizaram essa mesma técnica chegaram a conclusões semelhantes. Constatou-se mais tarde, porém, que as conclusões mudavam em função não só das distintas estruturas de defasagem empregadas como também 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 ainda mais a questão, 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 em captar a relação, caso ela exista, entre a moeda e o produto real é, conforme sugerem Boschen e Mills (1988), que ambas essas variáveis podem estar sendo afetadas por outras variáveis reais. Desta 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 é então essencial que antes se controle o efeito dessas variáveis para em seguida testar o impacto que políticas monetárias têm sobre o nível de atividade econômica.

III. 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 às reportadas acima. 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 1970. 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 semi-logarítmicas, cujo valor se situa, em geral, acima de 0,90. Como se vê na 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 que 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 do que a dos outros agregados monetários se deve aqui à indexação dos ativos não-monetários contidos nestes últimos e também devido 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. Dai ser também a expansão de M1 menor do que aquela da base monetária (BM).

³Os 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 + depósitos em caderneta de poupança e M4 = M3 + depósitos a prazo.

⁴Uma 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:

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

(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), t é a variável tempo, com os números entre parênteses indicando as estatísticas 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 1966-1985 (ver Rossi (1988)).

TABELA 1

TAXA DE VARIAÇÃO PARA AS VARIÁVEIS OFERTA
 MONETÁRIA, PRODUTO E PREÇOS NO PERÍODO
 1970 - 1988

VARIÁVEL	TAXA DE VARIAÇÃO (g)	R ² DA * REGRESSÃO
BM	M(ensal)	5,01
	T(rimestral)	15,80
	A(nual)	80,86
M1	M	4,88
	T	15,26
	A	77,49
M2	M	5,43
	T	17,07
	A	89,18
M3	M	5,71
	T	18,02
	A	95,30
M4	M	5,77
	T	18,19
	A	96,37
IGP-DI	M	5,20
	T	16,42
	A	84,91
PIB nominal	M	-
	T	16,25
	A	95,60
PIB real	M	-
	T	0,09
	A	5,35

* A função ajustada é do tipo $Y_t = Y_0 (1 + g)^t$

Como a Tabela 1 mostra também, 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.

Uma maneira alternativa de ver a relação entre as variáveis acima, e também para tornar os nossos resultados comparáveis àqueles da Seção II, reportam-se na Tabela 2 as estimativas das regressões apropriadas. Por esses resultados vê-se, por exemplo, que enquanto com os dados trimestrais a 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 os dados anuais aos mesmos 10% de variação na base monetária equivalem variações de 12% no PIB nominal e 11,2% de inflação, e ausência de qualquer efeito do PIB real. Esses resultados pouco se alteram quando se usa no mesmo exercício o agregado monetário M1, ao invés da base monetária, como se constata na tabela. Note-se ainda que com os dados mensais a relação entre a oferta monetária (seja no conceito BM ou M1) e a inflação é bem menor, pois a uma variação de 10% na primeira equivale aumento de pouco mais que 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 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 ou de ser mensal, trimestral ou anual a série de dados utilizada.

TABELA 2

RESULTADOS DAS REGRESSÕES DO PRODUTO E INFLAÇÃO
CONTRA A OFERTA MONETÁRIA, BRASIL 1973-1988

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
\dot{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
\dot{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

NOTAS:

- 1) M = Mensal; T = Trimestral e A = Anual.
- 2) Dados entre parênteses indicam desvio-padrão do coeficiente.
- 3) As regressões foram estimadas com a interseção linear (constante), cujas estimativas não são aqui reportadas por questão de espaço;
- 4) \dot{Y} = taxa de variação do PIB nominal; \dot{y} = taxa de variação do PIB real e π = taxa de inflação.



IV. 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 às 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 economia 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.

Como em ambas as situações descritas acima 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 acima 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 II.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: primeiramente 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

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

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) acima, 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 $Y = X$).⁶ Resumimos no quadro abaixo o resultado desse teste usando-se alternativamente as séries mensal e trimestral dos dados:

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)		

Nota: O valor de F a 1% é cerca de 13,5.

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

Como os resultados acima indicam, seja usando-se os dados mensais ou 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).

Com as devidas ressalvas quanto às limitações do teste aplicado, isto poderia estar indicando que a moeda é passiva ou então 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 esta questão. Aliás, em trabalho recente Montiel (1989) investiga os episódios de inflação elevada na Argentina, Brasil e Israel, e conclui, usando a técnica AVR, 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 de 1975 a 1985, embora as desvalorizações cambiais tenham um papel preponderante nos episódios inflacionários de 1985, que resultaram nos Planos Cruzado e Austral.

⁷Como o pré-filtro das variáveis poderia estar afetando o teste de Granger, realizamos regressões lineares simples do tipo $p_o = f(M_{-1})$, $P_o = f(M_{-2})$, $M_o = f(p_{-1})$ e $M_o = f(p_{-2})$ - 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.

V. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABDULLAH, D. A. & RANGAZAS, P. C. Money and the Business Cycle: Another Look. The Review of Economics and Statistics, 60(4):680-85, Nov. 1988.

BARRO, R. J. Macroeconomics, 2a. ed., Cap. 7, John Wiley & Sons, 1987.

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 St. 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, 1989.

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, 70:250-57, May 1980.

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA
EDITADOS A PARTIR DE 1988

- Nº130-"A Sensibilidade das Medidas de Desigualdade à Padronização da Jornada de Trabalho", Ricardo Paes de Barros, Janeiro 1988, 28 p.
- Nº131-"Influência das Paridades Cambiais sobre a Dívida Externa: O Caso Brasileiro - 1983/86", Fabio Giambiagi, Janeiro 1988, 23 p.
- Nº132-"O (Des) controle do Endividamento de Estados e Municípios - Análise Crítica das Normas Vigentes e Propostas de Reforma", Fernando Rezende e José R. Afonso, Janeiro 1988, 75 p.
- Nº133-"O Efeito-Tanzi" e o Imposto de Renda da Pessoa Física: Um Caso de Indexação Imperfeita", Fabio Giambiagi, Março 1988, 17 p.
- Nº134-"Estimação e Resultados do MOPSE - Modelo para Projeções do Setor Externo", Sandra M. Polónia Rios, Regis Bonelli, Eustáquio J. Reis, Março 1988, 86 p.
- Nº135-"Investimento em Capital Fixo na Economia Brasileira: Estimativas Trimestrais para o Período 1975/87", Armando Castelar Pinheiro e Virene Matesco, Março 1988, 23 p.
- Nº136-"Os Investimentos Governamentais na Infra-Estrutura Social: O Caso do FINSOCIAL", Bernhard Beiner, Abril 1988, 27 p.
- Nº137-"Testes de Exogeneidade da Moeda para a Economia Brasileira", Pedro L. Valls Pereira e João Luiz Mascolo, Maio 1988, 22 p.
- Nº138-"A Receita Fiscal no Brasil: 1982/87 - Análise do Comportamento da Arrecadação Global e da sua Composição", Fabio Giambiagi, Maio 1988, 18p.
- Nº139-"O Brasil e a Atual Rodada de Negociações do GATT", José Tavares de Araujo Jr, Maio 1988, 21 p.
- Nº140-"Produtividade e Vantagens Comparativas Dinâmicas na Indústria

- Brasileira: 1970/83", Helson C. Braga e Ernani Hickmann, Junho 1988, 23p.
- Nº141-"Dívidas e Déficits: Projeções para o Médio Prazo", E. J. Reis, R. Bonelli e S. M. Polónia Rios, Junho 1988, 45 p.
- Nº142-"Importação de Tecnologia e Esforço Tecnológico da Indústria Brasileira: Uma Análise de seus Fatores Determinantes", Helson C. Braga e Larry N. Willmore, Junho 1988, 32 p.
- Nº143-"Estimativas de Preços Econômicos no Brasil", Ronaldo Serôa da Motta, Junho 1988, 18 p.
- Nº144-"Migrações Interestaduais no Brasil, 1950/80", Manoel Augusto Costa, Junho 1988, 55 p.
- Nº145-"Distribuição de Renda: Evolução no Último Quarto de Século", Regis Bonelli e Guilherme Sedlacek, Junho 1988, 23 p.
- Nº146-"Cenários Demográficos Regionais até 2005", Manoel Augusto Costa, Junho 1988, 38 p.
- Nº147-"Demanda Derivada de Energia no Transporte de Passageiro", Newton de Castro, Julho 1988, 41 p.
- Nº148-"Mobilidade entre Classes de Renda no Brasil", Manoel Augusto Costa, Julho 1988, 50 p.
- Nº149-"Uma Análise Comparativa de Alguns Resultados do Suplemento Previdência da PNAD-83 e Dados da DATAPREV", Kaizô Iwakami Beltrão e Francisco Eduardo Barreto de Oliveira, Julho 1988, 36 p.
- Nº150-"Os Conceitos de Custo da Dívida Mobiliária Federal e Déficit Operacional do Setor Público: Uma Crítica", Fabio Giambiagi, Julho 1988, 18 p.
- Nº151-"Linkages and Economic Development: the Case of Brazil Reconsidered", Benedict J. Clements e José W. Rossi, Agosto 1988, 22 p.

- Nº152-"On the Empirical Content of the Formal-Informal Labor Market Segmentation Hypothesis", Ricardo Paes de Barros, Agosto 1988, 50 p.
- Nº153-"Estabelecimento e Comparação de Linhas de Pobreza para o Brasil", Sonia Rocha, Setembro 1988, 41 p.
- Nº154-"Trend, Seasonality and Seasonal Adjustment", A.C.Harvey e Pedro L. Valls Pereira, Setembro 1988, 50 p.
- Nº155-"Decomposição dos Efeitos de Intensidade Energética no Setor Industrial Brasileiro", Ronaldo Serôa da Motta e João Lizardo de Araújo, Outubro 1988, 22 p.
- Nº156-"As Desigualdades Inter-Regionais de Desenvolvimento Econômico no Brasil", Thompson Almeida Andrade, Outubro 1988, 29 p.
- Nº157-"Produtividade Total dos Fatores de Produção na Indústria Brasileira: Mensuração e Decomposição de sua Taxa de Crescimento", Helson C. Braga e José W. Rossi, Novembro 1988, 36 p.
- Nº158-"Notas Sobre a Relação entre a Inflação, o 13º Salário e o Déficit Público", Fabio Giambiagi, Dezembro 1988, 14 p.
- Nº159-"Alta Inflação e Fronteira de Estabilidade: Um Modelo para a Análise de Trajetórias Explosivas da Inflação", Fabio Giambiagi, Dezembro 1988, 32 p.
- Nº160-"Indexação e Reajuste Salarial: Uma Alternativa para Lidar com o Problema da Defasagem", Fabio Giambiagi, Dezembro 1988, 17 p.
- Nº161-"Previsão do Nível e Ciclo da Produção Industrial", Ricardo Markwald, Ajax R. B. Moreira e Pedro L. Valls Pereira, Dezembro 1988, 43 p.
- Nº162-"Desempenho Tecnológico da Indústria Brasileira: Uma Análise Exploratória", Helson C. Braga e Virene Matesco, Fevereiro 1989, 37 p.
- Nº163-"Relação Capital-Produto Incremental: Estimativas para o Período 1948/1987", Armando Castelar Pinheiro e Virene Matesco, Março 1989, 53 p.

- Nº164-"Família e Distribuição de Renda: O Impacto da Participação das Esposas no Mercado de Trabalho", Ricardo Paes de Barros e Rosane S. Pinto de Mendonça, Março 1989, 29 p.
- Nº165-"A Dinâmica da Dívida Externa: Algumas Simulações para o Brasil", José W. Rossi, Maio 1989, 20 p.
- Nº166-"Incidência de Pobreza nas Regiões Metropolitanas na Primeira Metade da Década de 80", Sonia Rocha, Agosto 1989, 29 p.
- Nº167-"Cálculo do Valor de Pico dos Salários num Contexto de Alongamento do Período de Reajuste", Fabio Giambiagi, Agosto 1989, 16 p.
- Nº168-"Comportamento dos Agregados e Multiplicadores Monetários no Brasil", José W. Rossi, Agosto 1989, 20 p.
- Nº169-"Financiamento do Déficit Público e Inflação: Um Modelo para o Caso Brasileiro", Fabio Giambiagi e Pedro Luiz Valls Pereira, Agosto 1989, 35 p.
- Nº170-"Inflação e Ativos Financeiros no Brasil: Uma Aplicação da Técnica de Auto-Regressões Vetoriais", Elcyon Caiado Rocha Lima, Agosto 1989, 38p.
- Nº171-"Efeitos da Nova Constituição e das Propostas de Nova Legislação na Seguridade Social", Francisco Oliveira e Kaizô I. Beltrão, Agosto 1989, 54 p.
- Nº172-"Size and Functional Income Distribution in Brazil: Some Puzzles", Benedict J. Clements, Agosto 1989, 15 p.
- Nº173-"Segmentação e Mobilidade no Mercado de Trabalho Brasileiro: Uma Análise da Área Metropolitana de São Paulo", Guilherme Luis Sedlacek, Ricardo Paes de Barros e Simone Varandas, Agosto 1989, 20 p.
- Nº174-"Crescimento Econômico: Financiamento e Redistribuição", Ajax B. Moreira, Outubro 1989, 64 p.
- Nº175-"Temporal Stability of Regional Wage Differentials in Brazil", William D. Savedoff, Outubro 1989, 17 p.

- Nº176-"Regional Wage Differences and Segmentation in Brazil's Urban Labor Markets", William D. Savedoff, Outubro 1989, 35 p.
- Nº177-"A Política Monetária de um Plano de Estabilização: Uma Agenda para Reflexão", Fabio Giambiagi, Novembro 1989, 18 p.
- Nº178-"Um Estudo da Evolução das Diferenças Regionais da Desigualdade no Brasil", José Guilherme Almeida Reis e Ricardo Paes de Barros, Dezembro, 1989, 67 p.
- Nº179-"Renegociação da Dívida Externa: Uma Avaliação do Impacto Sobre a Capacidade de Crescimento da Economia Brasileira", Fabio Giambiagi e Vagner Ardeo, Dezembro 1989, 41 p.
- Nº180-"Mobilidade Urbana e Rural entre Classes de Renda no Brasil", Manoel A. Costa, Dezembro 1989, 43 p.
- Nº181-"Economia Informal: Algumas Considerações sobre Conceituação e Mensuração", Sonia Rocha, Dezembro 1989, 24 p.
- Nº182-"Total Factor Productivity Growth and Export-Led Strategies: Reviewing the Cross-Country Evidence", Armando Castelar Pinheiro, Dezembro 1989, 47 p.
- Nº183-"Investigating the Causes of the Recent Brazilian Trade Surpluses", João Victor Issler e Ricardo Costa Gazel, Dezembro 1989, 22 p.
- Nº184-"Controvérsias de Economia Agrícola: Uma Revisão Crítica", Gervásio C. Rezende, Dezembro 1989, 55 p.
- Nº185-"Trade Policies in Brazil", Helson C. Braga e William G. Tyler, Março 1990.
- Nº186-"Restrição Externa, Restrição Orçamentária e Restrição de Capacidade: O Caso Brasileiro", Fabio Giambiagi, Março 1990. 40 p.

N.º187-"Brazil 1950-1980. Three Decades of Growth-Oriented Economic Policies",
Pedro Malan e Regis Bonelli, Março 1990. 71 p.

O INPES edita ainda as seguintes publicações: Pesquisa e Planejamento Econômico; Literatura Econômica; Coleção Relatórios de Pesquisa; Série Monográfica; Série PNPE; Série Estudos de Política Industrial e Comércio Exterior (EPICO); Relatório Interno; Boletim Conjuntural; Série Estudos sobre Economia do Setor Público (ESEP); Série Fac-Símile; Informe Técnico INPES e Carta de Conjuntura.