

Moeda e inflação: a questão da causalidade*

Maria Silvia Bastos Marques**

Este artigo tem por objetivo analisar as relações de causalidade existentes entre as variáveis monetárias (meios de pagamento e base monetária) e a taxa de inflação.

Foram aplicados os testes de Sims e Granger para o mesmo conjunto de dados e intervalos de tempo, de modo a investigar a consistência dos resultados. Verificou-se que isto ocorre apenas quando se examina o período 1946-81, em que os dois testes evidenciam, a um nível de significância de 5%, uma estrutura de realimentação entre as variáveis monetárias e a inflação. No entanto, quando se subdivide este período em quatro outros (1946-56, 1957-64, 1965-71, 1972-81), os resultados divergem entre os dois testes e são certamente inconclusivos no que diz respeito ao ordenamento causal.

Portanto, devem ser aceitas com cautela as conclusões derivadas dos testes de causalidade.

1. Introdução; 2. A estrutura teórica; 3. A evidência empírica; 4. Resumo e conclusões.

1. Introdução

Poucos economistas negariam a existência de algum grau de correlação entre variações na oferta de moeda e na taxa de inflação. No entanto, esta evidência não é suficiente para definir qual a direção da causalidade entre estas variáveis. A hipótese de que a causação flui da oferta de moeda para a inflação caracterizaria a política monetária como sendo essencialmente ativa, ou seja, a expansão dos meios de pagamento afetaria a taxa de inflação, sem ser por esta influenciada.

* O presente artigo é baseado na dissertação de mestrado apresentada à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas e financiada pelo Programa Nacional de Pesquisa Econômica. A autora agradece os comentários e sugestões de Fernando de Holanda Barbosa e Luiz Aranha Corrêa do Lago.

** Economista do Centro de Estudos Monetários e de Economia Internacional do IBRE/FGV.

No caso reverso, em que a taxa de inflação determinasse a variação na oferta de moeda, teríamos uma política monetária passiva.

Nenhuma dessas hipóteses, a primeira comumente identificada com o pensamento monetarista e a segunda com o estruturalista, deve ser aceita sem discussões. Na verdade, existem circunstâncias em que as autoridades monetárias por estarem atreladas a outras prioridades, como a obtenção de uma determinada taxa de crescimento do produto ou a manutenção de um dado nível de taxa de juros, tornam endógena a oferta de moeda, apesar de poderem, potencialmente, controlá-la.

Decorre daí a questão que se pretende responder neste trabalho: teriam as autoridades monetárias, no Brasil, exercido um controle efetivo sobre as variáveis monetárias, notadamente dos meios de pagamento e da base monetária?

Este aspecto tem sido enfocado algumas vezes na literatura brasileira embora, em alguns casos, o debate tenha sido colocado em termos radicais, no que diz respeito aos enfoques monetarista e estruturalista do processo inflacionário¹. No entanto, o que se observa na literatura econômica recente é que a ênfase dada pelos monetaristas é na controlabilidade e não na exogeneidade da política monetária. Assim, de acordo com autores como Milton Friedman e Phillip Cagan, a atividade econômica teria influenciado a oferta de moeda em determinadas fases da economia americana.² Outros exemplos seriam o enfoque monetário do balanço de pagamentos,³ no qual a determinação de variações na base monetária é função do saldo do balanço de pagamentos, e o estudo sobre a dinâmica da hiperinflação de Sargent e Wallace,⁴ que se apóia no modelo de hiperinflação de Cagan e que conclui:

"Our empirical results indicate that to explain the hyperinflation it is not adequate to regard money creation as exogenous with respect to inflation. Instead, the monetary authorities seemed to make money creation respond directly and systematically to inflation, which was probably an important reason that the hyperinflation developed".⁵

¹ Cardoso, E. A. Moeda, renda e inflação: algumas evidências da economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, p. 423-34, ago. 1977; Contador, C. R. A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, p. 475-504, ago. 1978.

² Cagan, P., *Determinants and effects of changes in the stock of money: 1857-1960*. New York, Columbia University Press, 1965.

³ Johnson, H. G. The monetary approach to balance of payments theory. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7: 1955-72, Mar. 1972; Mundell, R. A. *International economics*. New York, Macmillan Co. 1968.

⁴ Sargent, T.J. & Wallace, N. Rational expectations and the dynamics of hyperinflation. *International Economic Review*, 14: 328-49, June, 1973.

⁵ "Nossos resultados empíricos indicam que para explicar a hiperinflação não é adequado considerar a criação de moeda como exógena com relação à inflação. Em vez disso, as autoridades monetárias pareceram fazer a criação de moeda responder direta e sistematicamente à inflação, o que foi provavelmente uma importante razão por que a hiperinflação se desenvolveu."

Estas considerações demonstram, portanto, que a questão da endogeneidade ou exogeneidade da política monetária (representada pelos indicadores: meios de pagamento e base monetária) não deve ser colocada em termos de um confronto entre a visão monetarista e a estruturalista, mas sim em termos da efetiva controlabilidade das variáveis por parte das autoridades monetárias.

Com relação ao caso brasileiro, existem dois trabalhos que procuram classificar a política monetária como ativa ou passiva. O primeiro deles, feito por Cardoso,⁶ investiga o ordenamento causal entre moeda e renda e taxa de inflação e taxa de crescimento da oferta de moeda, nos períodos 1954-69 e 1946-74, respectivamente. O outro, realizado por Contador,⁷ examina as relações de causalidade entre meios de pagamento e inflação e base monetária e inflação entre os anos de 1955 e 1976.

Ambos os trabalhos, pioneiros no assunto, dão margem a críticas metodológicas que, em alguma medida, comprometem os resultados obtidos e fornecem uma motivação para este estudo. Estes aspectos serão discutidos mais detalhadamente nos próximos itens.

Ao desenvolver um modelo, poucos economistas se questionam a respeito da verdadeira direção de causalidade entre as variáveis. No entanto, ao colocarem uma variável como função de outras, ditas independentes, estão fazendo uma forte hipótese com relação à causalidade entre aquela e estas. Se esta hipótese na verdade não se verificar, ou seja, se as variáveis explicativas não forem efetivamente exógenas com relação à variável dependente, os resultados econométricos podem ficar irremediavelmente comprometidos, como no caso da utilização de técnicas de estimação de variáveis baseadas em defasagens distribuídas. Portanto, para a obtenção de estimativas fidedignas, torna-se necessária a investigação do ordenamento causal entre as variáveis.

O objetivo deste trabalho é estudar a relação de causalidade entre a taxa de expansão das variáveis monetárias (meios de pagamento e base monetária) e a taxa de inflação, no período 1946-81. Utilizar-se-á o conceito de causalidade de Granger,⁸ e o teste estatístico desenvolvido por Sims,⁹ com base neste conceito.

Nos próximos itens serão apresentadas a metodologia utilizada e os resultados empíricos observados.

2. A Estrutura Teórica

O conceito de causalidade entre variáveis, sejam elas econômicas ou não, é de

⁶ Cardoso, E. A. op. cit.

⁷ Contador, C. R. op. cit.

⁸ Granger, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross – spectral methods. *Econometrica*, 37: 424-38, July 1969.

⁹ Sims, C. A. Money, income and causality. *American economic review*, 62: 540-52, Sept. 1972.

difícil definição, tanto do ponto de vista filosófico, como em termos operacionais.

A importância do trabalho de Granger¹⁰ está justamente em propor definições testáveis de causalidade e realimentação entre variáveis, que devem ser estacionárias e estocásticas.

Seja A_t um processo com tais características. Chamaremos de $P_t(A/U)$ ao previsor ótimo, não viesado e de mínimos quadrados de A_t , restrito ao universo de informações U . O erro de previsão da série será dado por $\epsilon_t(A/U) = A_t - P_t(A/U)$, com variância $\sigma^2(A/U)$.

Diremos então que Y causa X ($Y \rightarrow X$), se $\sigma^2(X/U) < \sigma^2(X/U-Y)$. Ou seja, Y causará X se a inclusão de Y no universo de informações U melhorar a previsão de X , no sentido de menor variância condicionada. Haverá realimentação entre X e Y ($Y \leftrightarrow X$) se $\sigma^2(X/U) < \sigma^2(X/U-Y)$ e $\sigma^2(Y/U) < \sigma^2(Y/U-X)$.

Restringindo o universo de informações às séries X e Y , estacionárias e estocásticas, e utilizando apenas previsores lineares, obtemos então um teste de causalidade, que se tornou conhecido como "Teste Direto de Granger":

$$X_t = \sum_{j=1}^{\infty} a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} b_j Y_{t-j} + \epsilon_j \quad (1)$$

onde:

$$Y_t = \sum_{j=1}^{\infty} c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} d_j Y_{t-j} + \eta_t \quad (2)$$

$E(\epsilon_t \epsilon_s) = 0 = E(\eta_t \eta_s)$, $s \neq t$ e $E(\epsilon_t \eta_s) = 0$, para todo t, s

Utilizando mínimos quadrados ordinários, estimam-se as equações (1) e (2). Diremos que Y causa X se os b_j 's forem diferentes de zero, em conjunto, e que X causa Y se o mesmo acontecer com os coeficientes c_j . Na ocorrência de ambos os eventos, haverá realimentação entre X e Y .

Embora este teste tenha sido utilizado em diversos trabalhos¹¹ para exame de causalidade entre variáveis, foi o método elaborado por Sims,¹² que se popularizou na literatura econômica como "o teste de causalidade".

Em artigo publicado em 1972, Sims examina a direção da causalidade entre moeda (base monetária e meios de pagamento) e renda (produto nacional bruto) nos EUA, no período 1947-69, concluindo não haver evidências de que a renda estaria influenciando a moeda, enquanto que a hipótese de que a causalidade é

¹⁰ Granger, C. W. J. op. cit.

¹¹ Sargent, T. J. A classical macroeconomic model for the United States. *Journal of Political Economy*, 84: 207-37, Apr. 1976; Mehra, Y. P. Money wages, prices and causality. *Journal of Political Economy*, 85: 1.227-44, Dec. 1977.

¹² Sims, C. A. op. cit.

unidirecional da moeda para a renda é confirmada. Logo, regressões de renda contra polinômios defasados de moeda são estatisticamente confiáveis neste contexto, já que não há realimentação da renda para a moeda.

O teste de Sims, baseado no conceito de causalidade de Granger, pode ser resumido da seguinte forma: a causalidade é unidirecional de uma variável exógena Y para uma dada variável endógena X , se e somente se, numa regressão de X contra valores passados, presentes e futuros de Y , os valores futuros da variável exógena tiverem coeficientes estatisticamente iguais a zero.

O teste consiste então em estimar a regressão (3) e utilizar a estatística F para verificar a significância estatística do conjunto de coeficientes futuros.

$$X_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} v_j Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (3)$$

Se os v_j 's forem iguais a zero, para $j < 0$, diremos que X não causa Y .

A ligação entre este teste e o conceito de causalidade de Granger deriva de um teorema demonstrado por Sims.¹³ De acordo com a equação (2), X não causa Y se os coeficientes c_j forem iguais a zero. Sims prova então que os c_j 's serão iguais a zero, se e somente se, na equação (3), os v_j 's forem iguais a zero, para $j < 0$.

Desta forma, se X não causa Y no sentido de Granger, X pode ser expresso como função apenas de valores presentes e passados de Y , com um resíduo que é ortogonal a Y em todos os *lags*. Decorre daí que o fato de X não causar Y é equivalente ao conceito de exogeneidade econométrica estrita de Y com relação a X . Desta forma, através do teste de Sims, é possível assegurar-se que os estimadores apresentem boas propriedades.

Um outro ponto importante do teste de Sims diz respeito aos resíduos ϵ_t da regressão (3). Em um teste deste tipo, onde a estatística F é usada para testar a significância dos coeficientes futuros, é importante que os resíduos ϵ_t estejam livres de autocorrelação serial. Caso contrário, as estimativas dos coeficientes v_j serão consistentes, mas os valores estimados de suas variâncias ficarão viesadas, freqüentemente para baixo, o que implicará superestimativas das estatísticas t , R^2 e F . Com isto, a validade das conclusões baseadas no teste F estará comprometida, já que se pode acreditar haver uma relação de causalidade onde na verdade ela não existe.

Torna-se necessário, neste caso, prefiltrar as variáveis X e Y ,¹⁴ de modo a eliminar a correlação serial dos resíduos e obter uma estimativa fidedigna da estatística F . Suponha, por exemplo, que o termo aleatório ϵ_t da equação (3) possua uma estrutura auto-regressiva:

¹³ A este respeito, ver Sims, C. A. op. cit.; e Sargent, T. J. *Macroeconomic theory*, New York, Academic Press, 1979. p. 277-87.

¹⁴ Isto é, multiplicá-las por algum polinômio, com o objetivo de tornar os resíduos das regressões independentes serialmente.

$$\phi(L) \epsilon_t = u_t, \quad \phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \phi_j L^j \text{ e } L^j A_t = A_{t-j} \quad (4)$$

Para que tenhamos a série de resíduos *white noise* u_t ¹⁵ é preciso aplicar o filtro $\phi(L)$ à equação (3), de modo que:

$$\phi(L) X_t = \phi(L) v(L) Y_t + \phi(L) \epsilon_t, \quad v(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} v_j L^j \quad (5)$$

$$\text{ou} \quad X_t^* = v(L) Y_t^* + u_t \quad (5')$$

onde o asterisco identifica uma variável filtrada.

Para contornar este problema Sims prefiltroou todas as variáveis (medidas em logaritmos e ajustadas sazonalmente) multiplicando-as pelo polinômio $(1 - 0,75L)^2$, estimado por Nerlove.¹⁶ Esperava-se então que os resíduos das regressões fossem aproximadamente *white noise* com esta prefiltragem. No entanto, após realizar testes para verificar a presença de correlação serial nos resíduos, Sims teve o cuidado de declarar em seu estudo:

"The conclusion from this list of approximate or inconclusive tests can only be that there is room for doubt about the accuracy of the *F*-tests on regression coefficients".¹⁷

Se observamos a expressão (4) verificaremos que tal conclusão já deveria ser esperada. Realmente, somente por acaso o polinômio $(1 - 0,75L)^2$ reproduziria o verdadeiro filtro $\phi(L)$, não cumprindo, portanto, seu objetivo de tornar os resíduos serialmente independentes.

Em seu estudo sobre causalidade, Cardoso¹⁸ utilizou para prefiltrar as variáveis moeda e renda exatamente o polinômio $(1 - 0,75L)^2$ que, conforme explicado anteriormente, não fornece nenhuma garantia de obtenção de resíduos *white noise*. Nas regressões entre inflação e moeda, a autora utilizou a técnica iterativa de Cochrane-Orcutt, que visa eliminar apenas a correção serial de primeira ordem dos resíduos. Ambos os procedimentos seriam, portanto, inadequados, comprometendo as estatísticas *F* e as conclusões obtidas.

Contador,¹⁹ em trabalho posterior, critica o uso do filtro *ad hoc*, $(1 - 0,75L)^2$, conforme feito por Cardoso. No entanto, seu procedimento tam-

¹⁵ Ou seja, livres de autocorrelação serial. Será utilizado alternativamente no texto o neologismo "branquear", com o sentido de tornar alguma variável *white noise*.

¹⁶ Nerlove, M. Spectral analysis of seasonal adjustment procedures. *Econometrica*, 32: 241-86, July 1964.

¹⁷ "A conclusão desta lista de testes aproximados ou inconclusivos pode ser somente que existe lugar para dúvida a respeito da precisão dos testes *F* nos coeficientes da regressão."

¹⁸ Cardoso, E. A. op. cit.

¹⁹ Contador, C. R. op. cit.

bém está sujeito a críticas. O autor estimou filtros distintos para cada série de dados, através do método ARIMA, de modo a torná-las serialmente independentes. Com base no exame das funções espectrais e dos coeficientes de autocorrelação serial das variáveis filtradas alternativamente pelos filtros ARIMA e pelo filtro de Nerlove, Contador conclui pela superioridade dos primeiros em relação ao segundo, já que este, contrariamente aos filtros ARIMA, acusou a existência de dependência serial das variáveis filtradas.

No entanto, a questão crucial não consiste em verificar a presença de autocorrelação nas séries de dados, mas sim nos resíduos das regressões. Ou seja, o método de Sims consiste em transformar as variáveis através de um filtro comum, com o objetivo de remover a correlação serial dos resíduos das regressões feitas com as variáveis filtradas. O processo utilizado por Contador não garante que tal ocorra, o que, conforme já foi dito, vies a estatística F e, portanto, as conclusões a respeito da causalidade. O autor limitou-se a verificar a presença de coeficientes significativos individualmente, concluindo pela existência de causalidade quando ocorriam valores estatisticamente diferentes de zero, ao nível de 5%. O procedimento correto, no entanto, seria examinar a significância estatística do conjunto dos coeficientes das variáveis futuras.²⁰

Neste trabalho, a metodologia utilizada para exame da causalidade seguirá o enfoque de Sims, de acordo com o que foi descrito anteriormente. No entanto, ao invés de utilizar um filtro *ad hoc* para “branquear” os resíduos, procurar-se-á determiná-lo empiricamente, analisando-se as propriedades de autocorrelação dos mesmos.

Suponha que se deseje verificar a direção da causalidade entre duas variáveis estocásticas e estacionárias, X_t e Y_t . Deve-se então estimar os dois pares de equações abaixo, utilizando mínimos quadrados ordinários.

$$X_t = d(L) Y_t + \epsilon_t, \quad d(L) = \sum_{j=0}^{\infty} d_j L^j \quad (6)$$

$$X_t = d'(L) Y_t + \epsilon'_t, \quad d'(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} d'_j L^j \quad (6')$$

$$Y_t = b(L) X_t + \alpha_t, \quad b(L) = \sum_{j=0}^{\infty} b_j L^j \quad (7)$$

$$Y_t = b'(L) X_t + \alpha'_t, \quad b'(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} b'_j L^j \quad (7')$$

²⁰ A respeito destas questões, ver Sims, C. A. op. cit. p. 545.

O segundo passo consistirá na investigação das propriedades dos resíduos ajustados, $\hat{\epsilon}_t$, $\hat{\epsilon}'_t$, $\hat{\alpha}_t$ e $\hat{\alpha}'_t$, através das regressões:²¹

$$\hat{\epsilon}_t = a(L) \hat{\epsilon}_t + \gamma_t \quad (8)$$

$$\hat{\epsilon}'_t = a'(L) \hat{\epsilon}'_t + \gamma'_t \quad (8')$$

$$\hat{\alpha}_t = v(L) \hat{\alpha}_t + \delta_t \quad (9)$$

$$\hat{\alpha}'_t = v'(L) \hat{\alpha}'_t + \delta'_t \quad (9')$$

onde $a(L)$, $a'(L)$, $v(L)$ e $v'(L)$ são polinômios no operador de defasagens do tipo:

$$a(L) = \sum_{j=1}^{\infty} a_j L^j.$$

Com os coeficientes significativos das equações (8), (8'), (9) e (9') obtém-se quatro filtros auto-regressivos distintos. Como é necessário aplicar o mesmo filtro auto-regressivo às equações com e sem defasagens futuras, faz-se a média aritmética dos filtros obtidos nas equações (8) e (8') e nas equações (9) e (9'), reduzindo a dois os quatro filtros iniciais.

Estes filtros são aplicados às equações (6) e (6') e (7) e (7'), respectivamente, que são então reestimadas. Com os novos resíduos obtidos, repete-se todo o processo, até que a estrutura de defasagens dos mesmos não mais evidencie a presença de correlação serial significativa.

Podemos agora testar a significância dos coeficientes dos valores futuros de X e Y , por meio da estatística F . Estamos testando a hipótese nula, H_0 : coeficientes dos valores futuros = 0, contra a hipótese alternativa, H_1 : coeficientes dos valores futuros $\neq 0$. Se, por exemplo, H_0 for rejeitada na regressão de X contra Y , mas aceita na regressão de Y contra X , diremos que X causa Y no sentido de Granger. A idéia fundamental do teste está no princípio *post hoc ergo propter hoc*, ou seja, se X causa Y , então movimentos temporais de X devem preceder os de Y , mas nunca o contrário.

Os possíveis resultados do teste de causalidade estão sumariados na tabela 1.

No próximo item apresentaremos os resultados das regressões entre as variáveis monetárias e a taxa de inflação, utilizando a metodologia exposta.

²¹ Além deste método, procedeu-se também ao cálculo das autocorrelações dos resíduos. Não sendo observadas diferenças significativas entre os dois processos, optou-se pela técnica de regressão.

Tabela 1

Teste de significância estatística	Interpretação
I – Valores futuros de X e $Y = 0$	
II – Valores futuros de $X = 0$ e valores futuros de $Y \neq 0$	X causa Y ($X \rightarrow Y$)
III – Valores futuros de $X \neq 0$ e valores futuros de $Y = 0$	Y causa X ($Y \rightarrow X$)
IV – Valores futuros de $X \neq 0$ e Valores futuros de $Y \neq 0$	realimentação entre X e Y ($X \leftrightarrow Y$)

3. A evidência empírica

A primeira abordagem empírica consistiu no exame da causalidade entre as variáveis monetárias (moeda e base monetária) e a taxa de inflação, no período de 1946-81.

O conceito de moeda empregado foi o de meios de pagamento (papel-moeda em poder do público + depósitos à vista nos bancos comerciais) enquanto que a inflação foi representada pelo índice geral de preços (disponibilidade interna). Os dados de meios de pagamento (M), base monetária (B) e índice geral de preços (P) foram extraídos do Boletim do Banco Central e da revista *Conjuntura Econômica* da Fundação Getúlio Vargas, (v. 31, n. 4 e v. 33, n. 11), tendo sido medidas em fins de trimestre.

As regressões estimadas tiveram a mesma especificação das de Sims, com quatro defasagens futuras e oito passadas. Os dados foram medidos em logaritmos e utilizaram-se taxas de crescimento em doze meses ($X_t = \log X_t - \log X_{t-4}$), de modo a tornar as séries aleatórias e estacionárias, pela retirada de seus componentes de sazonalidade e tendência.

As equações estimadas foram, portanto:²²

$$M_t = \alpha + \sum_{i=0}^8 c_i P_{t-i} + z_t \quad (1)$$

$$M_t = \alpha' + \sum_{i=-4}^8 c'_i P_{t-i} + z'_t \quad (2)$$

²² Inicialmente foram empregadas três *dummies* sazonais, que foram retiradas devido à sua não-significância (conforme o esperado).

$$P_t = \gamma + \sum_{i=0}^8 h_i M_{t-i} + v_t \quad (3)$$

$$P_t = \gamma' + \sum_{i=-4}^8 h'_i M_{t-i} + v'_t \quad (4)$$

$$B_t = \beta + \sum_{i=0}^8 b_i P_{t-i} + u_t \quad (5)$$

$$B_t = \beta' + \sum_{i=-4}^8 b'_i P_{t-i} + u'_t \quad (6)$$

$$P_t = \omega + \sum_{i=0}^8 d_i B_{t-i} + s_t \quad (7)$$

$$P_t = \omega' + \sum_{i=-4}^8 d'_i B_{t-i} + s'_t \quad (8)$$

Após a estimação destas equações, por mínimos quadrados ordinários, procedeu-se ao exame dos resíduos $\hat{z}_t, \hat{z}'_t, \hat{v}_t, \hat{v}'_t, \hat{u}_t, \hat{u}'_t, \hat{s}_t, \hat{s}'_t$ de acordo com o procedimento exposto no item anterior, utilizando-se quatro defasagens nas regressões. Verificou-se que todas apresentavam evidências de correlação serial, obtendo-se deste modo quatro filtros distintos, discriminados na tabela 2.

Tabela 2
Filtros - 1ª Iteração

Resíduos	Equações	Filtros
z_t, z'_t	(1), (2)	I - $(1 - 0,9506L + 0,1701L^3)$
v_t, v'_t	(3), (4)	II - $(1 - 1,06L)$
u_t, u'_t	(5), (6)	III - $(1 - 0,7693L + 0,2401L^4)$
s_t, s'_t	(7), (8)	IV - $(1 - 1,0721L + 0,1464L^4)$

Aplicando-se os filtros I, II, III e IV às equações (1) e (2), (3) e (4), (5) e (6), (7) e (8),²³ respectivamente, e reestimando-as, obtemos novamente quatro pares de resíduos. Mais uma vez se investigou e foi confirmada a presença de correlação serial nos resíduos estimados. Os novos filtros estão apresentados na tabela 3.

²³ Isto é, multiplicando os polinômios pelas variáveis M, B e P .

Tabela 3
Filtros – 2ª Iteração

Equações	Filtros
(1'), (2')	I' – (1 + 0,3553L ⁴)
(3'), (4')	II' – (1 – 0,3271L + 0,3641L ⁴)
(5'), (6')	III' – (1 + 0,2416L ⁴)
(7'), (8')	IV' – (1 – 0,2399L + 0,3174L ⁴)

Os filtros I', II', III' e IV' foram multiplicados pelos filtros I, II, III e IV, respectivamente. O resultado está apresentado na tabela 4.

Tabela 4
Filtros finais

Filtros
I'' – (1 – 0,9506L + 0,170L ³ + 0,3553L ⁴ – 0,3377L ⁵ + 0,0604L ⁷)
II'' – (1 – 1,3871L + 0,3467L ² + 0,3641L ⁴ – 0,3869L ⁵)
III'' – (1 – 0,7693L + 0,4817L ⁴ – 0,1859L ⁵ + 0,058L ⁸)
IV'' – (1 – 1,312L + 0,2572L ² + 0,4638L ⁴ – 0,3754L ⁵ + 0,0465L ⁸)

Observando-se a tabela 4 verifica-se que os filtros possuem uma estrutura auto-regressiva distinta, o que evidencia a importância de seu cálculo empírico, ao invés de utilizar filtros *ad hoc* para a filtragem das séries.

De posse dos novos filtros, repetiu-se todo o processo, apresentando-se agora os resíduos livres de qualquer correlação serial significativa. As regressões finais estão reproduzidas na tabela 5.

Os valores da estatística Durbin-Watson próximos de dois sugerem a ausência de correlação serial de primeira ordem em todas as regressões.

Observando-se a soma dos coeficientes passados nas regressões apenas com *lags*, verifica-se que esta é mais próxima de um quando se regressa *P* contra *B*²⁴, o que parece indicar uma relação mais estável entre a taxa de crescimento da base monetária e a taxa de inflação, do que entre esta variável e a taxa de crescimento dos meios de pagamentos.²⁵

²⁴ Isto é, sendo *P* a variável endógena e *B* a exógena.

²⁵ Para outras evidências a este respeito, ver Contador, C. R. *O conceito de moeda no Brasil*. mimeogr. dez 1977.

Tabela 5
Regressões com Filtros (1946-81)

Coefficientes	M contra P (lags)	M contra P (leads e lags)	P contra M (lags)	P contra M (leads e lags)	B contra P (lags)	B contra P (leads e lags)	P contra B (lags)	P contra B (leads e lags)
+ 4		0,084 (0,755)		0,233(1) (3,033)		0,137 (0,959)		0,144 (2,253)
+ 3		0,193 (1,527)		0,259(1) (3,312)		0,324 (1,788)		0,133 (1,989)
+ 2		0,004 (0,033)		0,026 (0,033)		-0,027 (-0,154)		0,073 (1,115)
+ 1		0,000 (0,004)		0,051 (0,656)		0,255 (-1,451)		0,091 (1,385)
0	0,08 (0,751)	-0,039 (-0,316)	0,014 (0,179)	0,073 (0,932)	0,411 (2,906)	0,286 (1,660)	0,107 (1,7)	0,170 (2,541)
- 1	0,093 (0,811)	0,064 (0,548)	0,147 (1,902)	0,168 (1,163)	0,023 (0,140)	-0,031 (-0,18)	0,101 (1,542)	0,129 (1,934)
- 2	0,006 (0,056)	-0,03 (-0,262)	0,166 (2,118)	0,138 (1,815)	0,088 (0,533)	0,063 (0,393)	0,130 (2,055)	0,113 (1,448)
- 3	0,225 (1,955)	0,233 (2,035)	0,182 (2,355)	0,091 (1,191)	0,046 (0,28)	0,076 (0,46)	0,201 (3,254)	0,141 (2,214)
- 4	0,258 (2,248)	0,226 (1,896)	0,064 (0,804)	0,049 (0,625)	0,276 (1,72)	0,294 (1,78)	0,132 (2,105)	0,112 (1,656)
- 5	0,007 (0,063)	0,094 (0,755)	0,094 (1,212)	0,122 (1,536)	-0,111 (-0,68)	-0,015 (-0,089)	0,170 (2,746)	0,140 (2,047)
- 6	0,031 (0,284)	0,038 (0,308)	0,064 (0,816)	0,116 (1,473)	0,043 (0,26)	0,086 (0,507)	0,041 (0,06)	-0,002 (-0,024)
- 7	-0,139 (-1,26)	-0,172 (-1,385)	-0,044 (-0,568)	-0,046 (-0,58)	-0,204 (-1,269)	-0,262 (-1,503)	-0,033 (-0,497)	-0,07 (-0,994)
- 8	0,131 (1,227)	0,117 (1,057)	-0,104 (-1,315)	-0,098 (-1,24)	0,226 (1,891)	0,284 (1,993)	-0,029 (-0,449)	-0,034 (-0,504)
Soma dos coefi- cientes passados	0,692	0,531	0,583	0,613	0,838	0,781	0,820	0,706
Soma dos coefi- cientes futuros		0,281		0,569		0,179		0,441
R ²	0,467	0,511	0,138	0,260	0,686	0,727	0,158	0,222
F	11,196	8,616	2,084	2,945	27,685	21,694	2,381	2,327
D.W.	1,818	1,974	1,782	2,081	1,578	1,862	1,816	1,982

Obs.: os valores entre parênteses referem-se à estatística t de Student.

Os valores da estatística F , necessários para a identificação da direção da causalidade, estão apresentados na tabela 6. Em todos os casos está-se testando a hipótese nula de que os coeficientes futuros das variáveis sejam estatisticamente iguais a zero, em conjunto.

Tabela 6
Teste F para os coeficientes dos quatro trimestres futuros
(1946-81)

Causalidade	F
$M \rightarrow P^*$	4,73 ¹
$P \rightarrow M^{**}$	6,92 ¹
$B \rightarrow P^{***}$	6,05 ¹
$P \rightarrow B^{***}$	3,13 ²

Obs.:

* $F(4,107)$.

** $F(4,109)$.

*** $F(4,106)$.

¹ Significante ao nível de 1%

² Significante ao nível de 5%

A hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 1%, ou seja, os coeficientes futuros das variáveis explicativas se apresentaram estatisticamente diferentes de zero, nas regressões de M contra P , P contra M e B contra P . Considerando-se um nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula também na regressão de P contra B .

Estes resultados demonstram a existência de uma estrutura de realimentação entre a taxa de crescimento dos meios de pagamento e a taxa de inflação, podendo-se classificar a causalidade entre estas variáveis como bidirecional. Isoladamente, o maior valor da estatística F corresponde à relação de causalidade que vai de P para M . Uma interpretação para este resultado, no caso brasileiro, estaria no fato de que uma parcela ponderável do déficit público seria financiada através de emissão de papel-moeda (principalmente antes da implementação do *open market*). Numa economia com altas taxas de inflação, como a nossa, uma emissão crescente de papel-moeda seria então induzida pelo próprio processo inflacionário.

No que diz respeito à relação entre a taxa de expansão da base monetária e a taxa de inflação, os valores da estatística F indicam ser mais forte a influência fluindo da base monetária para a inflação. Desta forma, a inflação seria passiva com relação à base monetária, embora possa haver, de forma menos significativa, alguma realimentação de P para B .

Resumindo, poder-ser-ia concluir, em face do exposto, que a variação nos meios de pagamentos seria mais sensível à taxa de inflação do que a variação na base monetária, embora, a um nível de significância de 5%, verifique-se que P também causa B . No que diz respeito à inflação, esta seria endógena com relação a M e B .

Conforme foi dito no item anterior, existe uma correspondência entre o teste de Sims e o que se chamou de "Teste Direto de Granger". De modo a verificar a consistência dos resultados obtidos pelo método de Sims, utilizou-se o teste de Granger, com os mesmos dados e para o mesmo período de tempo iniciais.

As regressões (1) e (2) da seção anterior foram estimadas para M , B e P , com quatro defasagens para a variável independente e quatro ou oito para a variável dependente. Os resultados estão apresentados na tabela 7.

Os valores da estatística F para exame da causalidade estão reproduzidos na tabela 8.

Examinando-se a tabela 8, verifica-se que a hipótese nula é rejeitada, a um nível de 5%, em todas as regressões. Se considerarmos um nível de significância de 1%, rejeita-se a hipótese de que os coeficientes das variáveis independentes são iguais a zero, em conjunto, nas regressões de M contra P e de B contra P com quatro defasagens, o que implica causação de P para M e de P para B .

Se compararmos estes resultados com os obtidos pelo método de Sims, veremos que não há divergências entre os mesmos, considerando-se um nível de significância de 5%. Novamente, o maior valor da estatística F corresponde à relação de causalidade de P para M , que é significativa a 1%. No entanto, contrariamente ao teste de Sims, a única outra relação que é estatisticamente significativa a 1% é a de P para B (com quatro defasagens da variável dependente). Portanto, o teste de Granger caracteriza mais fortemente como endógenas as variáveis monetárias em relação à inflação.

Apesar de algumas diferenças entre os resultados, podemos dizer que, em linhas gerais, eles são consistentes. O próximo passo do estudo consistiu em subdividir o período inicial (1946-81) em quatro subperíodos distintos (1946 I – 1956 IV; 1957 I – 1964 IV; 1965 I – 1971 IV e 1972 I – 1981 IV),²⁶ analisar a causalidade entre M , B e P , pelos métodos de Sims e de Granger, e verificar a robustez dos resultados.

As regressões estimadas para estes subperíodos são similares às que já foram apresentadas anteriormente, assim como o processo de obtenção dos filtros, no caso do teste de Sims.

Nos quatro intervalos de tempo considerados, detectou-se a presença de resíduos autocorrelacionados, sendo necessárias duas iterações nos períodos 1946-56,

²⁶ Os subperíodos foram escolhidos de modo a se ter graus de liberdade suficientes para a estimação das regressões.

Tabela 7

Regressões – Testes de Granger (1946-81)

Regressões		Coeficientes da							
		M contra P	M contra P	P contra M	P contra M	B contra P	B contra P	P contra B	P contra B
Variável dependente defasada	- 1	1,044 (11,975)	1,026 (11,325)	1,328 (15,176)	1,335 (14,654)	0,828 (9,422)	0,865 (9,46)	1,321 (14,927)	1,326 (14,347)
	- 2	-0,063 (-0,513)	0,066 (0,521)	-0,278 (-1,923)	-0,282 (-1,856)	0,041 (0,359)	0,096 (0,795)	-0,286 (-1,971)	-0,294 (-1,925)
	- 3	-0,259 (-2,097)	-0,31 (-2,424)	-0,136 (-0,945)	-0,004 (-0,026)	0,016 (0,135)	-0,005 (-0,044)	-0,143 (-0,988)	-0,023 (-0,153)
	- 4	0,03 (0,355)	-0,332 (-2,642)	-0,022 (-0,242)	-0,398 (-2,613)	-0,183 (-2,066)	-0,543 (-4,64)	-0,017 (-0,192)	-0,37 (-2,472)
	- 5		0,364 (2,867)		0,349 (2,272)		0,338 (2,832)		0,353 (2,354)
	- 6		0,11 (0,859)		-0,173 (-1,109)		0,106 (0,866)		-0,166 (-1,093)
	- 7		-0,135 (-1,04)		0,148 (0,965)		0,054 (0,436)		0,139 (0,919)
	- 8		-0,015 (-0,185)		-0,08 (-0,888)		-0,139 (-1,583)		-0,109 (-1,232)
Soma dos coeficientes		0,752	0,774	0,892	0,895	0,702	0,772	0,875	0,856
Variável independente	- 1	0,074 (0,737)	0,134 (1,358)	0,06 (0,795)	0,102 (1,312)	0,127 (0,949)	0,203 (1,567)	0,007 (0,116)	0,022 (0,369)
	- 2	-0,082 (-0,497)	-0,145 (-0,893)	0,072 (0,672)	0,024 (0,221)	0,025 (-0,115)	-0,105 (-0,496)	0,12 (1,577)	0,114 (1,502)
	- 3	0,365 (2,205)	0,286 (1,757)	0,022 (0,207)	0,051 (0,472)	0,159 (0,728)	0,043 (0,202)	0,045 (0,582)	0,041 (0,532)
	- 4	-0,195 (-1,896)	-0,131 (-1,192)	-0,058 (-0,791)	-0,076 (-0,961)	-0,043 (0,315)	0,017 (0,119)	-0,064 (-1,093)	-0,05 (-0,807)
Soma dos coeficientes		0,162	0,144	0,096	0,101	0,218	0,158	0,108	0,127
R ²		0,926	0,926	0,965	0,967	0,895	0,903	0,966	0,967
F		198,143	123,69	439,429	287,799	135,849	91,915	448,343	293,19
D.W*		2,048	1,98	2,006	1,92	1,872	1,908	1,994	1,908

Obs.: todas as regressões incluem um termo constante. Os valores entre parênteses referem-se à estatística t de Student.

* O teste h de Durbin não pôde ser calculado, pelo fato de o radicando apresentar valores negativos.

Tabela 8
Causalidade pelo Teste de Granger (1946-81)

Variável dependente (Nº de defasagens)	Variável independente (Nº de defasagens)	F
M (4)	P (4)	7,05 ¹
M (8)	P (4)	5,29 ¹
P (4)	M (4)	2,76 ²
P (8)	M (4)	2,67 ²
B (4)	P (4)	4,37 ¹
B (8)	P (4)	2,49 ²
P (4)	B (4)	3,43 ²
P (8)	B (4)	3,26 ²

Obs.: Teste *F* calculado para a hipótese de que os coeficientes das variáveis independentes são iguais a zero, em conjunto. Todas as regressões incluíram um termo constante.

¹ Significante ao nível de 1%.

² Significante ao nível de 5%.

Tabela 9
Filtros finais

Período Filtro	1946-56	1957-64	1965-71	1972-81
I	$(1 - 0,51L + 0,93L - 0,19L^4 + 0,93L^8)$	$(1 - 0,72L + 0,49L^2)$	$(1 - 0,69L)$	$(1 - 0,76L - 0,43L^2 + 0,62L^3 + 0,37L^4 - 0,40L^5 + 0,11L^7)$
II	$(1 - 0,97L + 0,19L^2 - 0,32L^3 + 0,64L^4 - 0,11L^5 - 0,13L^7)$	$(1 - 0,47L)$	$(1 - 0,46L)$	$(1 - 1,07L - 0,36L^2 + 0,39L^3 + 0,32L^4 - 0,34L^5)$
III	$(1 - 0,31L + 0,31L^4 - 0,17L^5 + 0,31L^8)$	$(1 - 0,95L + 0,84L^2 - 0,16L^3 + 0,56L^4 - 0,25L^5 + 0,17L^6 + 0,08L^8)$	$(1 - 0,38L)$	$(1 - 0,74L + 0,54L^4 - 0,16L^5 + 0,007L^8)$
IV	$(1 - 0,9L + 0,86L^4 - 0,49L^5 + 0,18L^8)$	$(1 - 0,7L)$	$(1 - 0,57L + 0,37L^2)$	$(1 - 1,26L - 0,18L^2 + 0,45L^3)$

1957-64 (apenas nas regressões de B contra P) e 1972-81, para torná-las *white noise*. Os filtros finais estão apresentados na tabela 9.

Pelo exame da tabela 9, observamos novamente a diversidade dos filtros, no que diz respeito às variáveis e ao período de tempo considerados. Aplicando-se estes filtros às equações (1) a (8) apresentadas nesta seção, obtemos os resultados, detalhados nas tabelas 10, 11, 12 e 13.

A tabela 14 resume os resultados do teste de causalidade de Sims, entre as variáveis monetárias e a inflação.

De acordo com a tabela 14, de 1946 a 1956 a causalidade flui somente de P para M , de 1957 a 1964 de B para P , de 1965 a 1971 P influencia M e B , caracterizando como endógenas ambas as variáveis, enquanto que no último subperíodo evidencia-se uma estrutura de realimentação entre M e P , e B e P .

Analizando-se os diferentes intervalos de tempo, verifica-se que os resultados do teste de causalidade não se aproximam daqueles obtidos para o período 1946-81. Um exemplo bastante ilustrativo refere-se à hipótese de causalidade fluindo de M para P . Pelo exame da Tabela 14 é possível verificar-se que esta hipótese é rejeitada nos três primeiros subperíodos, sendo aceita apenas no último, a um nível de significância de 5%. No entanto, quando se considera a tabela 6, constata-se que M influencia P , a um nível de 1%, o que, em vista do exposto anteriormente, representa pelo menos um resultado inesperado.

O único subperíodo que revela alguma consistência com o período total, no que diz respeito à relação de causalidade entre M e P , e B e P , é aquele que vai de 1972 a 1981. As evidências, portanto, sugerem uma grande sensibilidade do teste de Sims em relação ao período de tempo considerado (e, provavelmente, ao número de observações e ao filtro utilizado).

Novamente, de modo a examinar a consistência dos resultados, implementou-se o teste de Granger, para os mesmos subperíodos e conjunto de dados.

A tabela 15 reproduz os valores da estatística F .

De modo a facilitar a comparação dos resultados obtidos com o teste de Granger e com o teste de Sims, estes foram resumidos na tabela 16.

Verificamos que não há uma relação mais estreita entre os resultados. Entre 1946 e 1956 o teste de Granger foi incapaz de detectar qualquer causalidade, enquanto que pelo teste de Sims, P causa M . No último subperíodo, existe realimentação entre M e P e entre B e P pelo teste de Sims, enquanto que pelo de Granger, apenas P causa M . Também nos outros subperíodos existem divergências quanto à direção da causação sugerida pelos dois testes.

Portanto, apenas no caso em que se examina o período mais longo é que parece haver alguma consistência dos resultados, na medida em que estes se reproduzem em ambos os testes. Dividindo-se este período em subperíodos verifica-se uma boa dose de incoerência entre as evidências de causalidade.

Existem na literatura econômica outros estudos que também obtiveram resultados diversos quando foram utilizados alternativamente, para o mesmo conjun-

Tabela 10
Regressões com filtros – (1946-56)

Coefficiente	M contra P (lags)	M contra P (leads e lags)	P contra M (lags)	P contra M (leads e lags)	B contra P (lags)	B contra P (leads e lags)	P contra B (lags)	P contra B (leads e lags)
+ 4		-0,246 (-1,095)		-0,124 (-0,547)		-0,099 (-0,204)		-0,022 (-0,136)
+ 3		-0,203 (-0,642)		0,34 (1,063)		0,108 (0,16)		0,015 (0,07)
+ 2		-0,161 (-0,506)		0,194 (0,602)		-0,889 (-1,272)		0,642 (2,395)
+ 1		0,755 (2,369)		0,601 (2,003)		1,062 (1,492)		0,532 (2,305)
0	-0,073 (-0,293)	-0,462 (-1,404)	-0,298 (-1,145)	-0,199 (-0,639)	0,035 (0,112)	-0,565 (-0,763)	-0,637 (-2,953)	-0,287 (-1,174)
- 1	0,098 (0,291)	0,434 (1,349)	0,092 (0,424)	0,413 (1,356)	0,279 (0,606)	0,814 (1,15)	-0,357 (-1,489)	-0,094 (-0,357)
- 2	0,093 (0,251)	-0,183 (-0,54)	0,038 (0,174)	-0,01 (-0,033)	0,111 (0,221)	-0,527 (-0,753)	0,091 (0,399)	0,456 (2,093)
- 3	0,233 (0,578)	0,348 (1,029)	-0,084 (-0,414)	0,184 (0,666)	-0,285 (-0,539)	0,169 (0,238)	0,283 (1,406)	0,415 (2,277)
- 4	0,168 (0,515)	0,036 (0,128)	-0,557 (-2,416)	-0,722 (-2,699)	0,346 (0,729)	0,037 (0,05)	-0,069 (-0,38)	-0,189 (-1,117)
- 5	-0,035 (-0,115)	-0,141 (-0,549)	-0,254 (-1,257)	-0,163 (-0,737)	-0,313 (-0,674)	-0,13 (-0,226)	0,086 (0,464)	-0,123 (-0,714)
- 6	-0,249 (-0,909)	-0,306 (-1,317)	-0,032 (-0,156)	-0,161 (-0,637)	-0,079 (-0,179)	-0,466 (-0,849)	0,359 (2,178)	0,348 (2,104)
- 7	-0,048 (-0,204)	0,127 (0,587)	0,147 (0,775)	0,317 (1,354)	-0,065 (-0,178)	0,233 (0,448)	0,43 (2,398)	0,287 (1,618)
- 8	-0,161 (-0,876)	-0,156 (-0,922)	-0,255 (-1,346)	-0,359 (-1,515)	0,387 (1,583)	0,52 (1,323)	0,064 (0,377)	-0,197 (-1,127)
Soma dos coefi- cientes passados	0,026	-0,303	-1,203	-0,7	0,416	0,085	0,25	0,616
Soma dos coefi- cientes futuros		0,145		1,011		0,182		1,167
R ²	0,433	0,761	0,536	0,685	0,495	0,645	0,599	0,812
F	1,188	2,451	1,922	1,839	1,527	1,396	2,328	3,311
D.W.	1,636	2,269	1,737	2,292	1,495	1,351	1,223	1,285

Obs.: os valores entre parênteses referem-se à estatística t de Student.

Tabela 11
Regressões com filtros – (1957-64)

Coefficiente	M contra P (lags)	M contra P (lags e lags)	P contra M (lags)	P contra M (lags e lags)	B contra P (lags)	B contra P (lags e lags)	P contra B (lags)	P contra B (lags e lags)
+ 4		-0,131 (-0,732)		0,26 (1,288)		-0,145 (-0,9)		0,379 (2,868)
+ 3		0,208 (0,885)		-0,157 (-0,62)		0,732 (3,554)		-0,258 (-1,641)
+ 2		0,367 (1,425)		-0,047 (-0,204)		0,186 (0,761)		0,101 (0,703)
+ 1		-0,166 (-0,662)		-0,093 (-0,426)		-0,437 (-1,823)		-0,272 (-1,941)
0	0,367 (1,928)	0,02 (0,080)	-0,274 (-1,458)	-0,133 (-0,596)	0,876 (0,622)	0,395 (1,761)	-0,105 (-0,705)	0,119 (0,797)
- 1	-0,174 (-0,767)	-0,211 (-0,873)	-0,113 (-0,522)	-0,147 (-0,601)	-0,362 (-1,216)	-0,492 (-2,221)	-0,136 (-0,851)	-0,303 (-1,854)
- 2	-0,01 (0,045)	0,104 (0,43)	0,016 (0,075)	-0,099 (-0,408)	-0,027 (-0,082)	0,111 (0,478)	-0,006 (-0,045)	0,013 (0,085)
- 3	-0,023 (-0,095)	0,164 (0,654)	0,406 (1,976)	0,368 (1,491)	-0,3 (-0,96)	-0,082 (0,37)	0,418 (2,877)	0,307 (2,023)
- 4	0,238 (0,951)	0,205 (0,76)	0,197 (0,946)	0,252 (0,986)	0,105 (0,326)	-0,006 (-0,023)	0,101 (0,62)	0,214 (1,246)
- 5	0,519 (2,191)	0,405 (1,547)	0,478 (2,311)	0,546 (2,385)	0,605 (1,914)	0,724 (2,795)	0,394 (2,485)	0,474 (3,165)
- 6	0,063 (0,2623)	0,088 (0,338)	0,267 (1,236)	0,21 (0,897)	0,126 (0,366)	-0,002 (-0,007)	0,208 (1,457)	0,18 (1,266)
- 7	-0,547 (-2,323)	-0,583 (-2,282)	0,529 (2,487)	0,453 (1,778)	-0,615 (-1,859)	-0,648 (-2,558)	0,421 (2,908)	0,375 (2,767)
- 8	0,484 (2,089)	0,433 (1,745)	0,409 (2,049)	0,515 (1,978)	0,729 (2,189)	0,589 (2,331)	0,206 (1,292)	0,198 (1,241)
Soma dos coefi- cientes passados	0,917	0,625	1,915	1,965	1,137	0,753	1,501	1,577
Soma dos coefi- cientes futuros		0,278		-0,037		0,336		-0,050
R ²	0,91	0,934	0,931	0,94	0,944	0,98	0,848	0,906
F	24,909	19,51	33,235	21,642	11,53	67,85	13,636	13,417
DW	1,278	1,32	1,638	1,794	1,147	1,766	1,624	1,352

Obs.: os valores entre parênteses referem-se à estatística t de Student.

Tabela 12

Regressões com filtros – (1965-71)

Coefficiente	M contra P (lags)	M contra P (leads e lags)	P contra M (lags)	P contra M (leads e lags)	B contra P (lags)	B contra P (leads e lags)	P contra B (lags)	P contra B (leads e lags)
+ 4		-0,485 (-0,8062)		0,244 (2,4279)		-1,646 (-2,1973)		0,283 (2,452)
+ 3		-0,238 (-0,4305)		0,168 (1,5131)		-0,69 (-0,837)		0,162 (1,4432)
+ 2		-0,887 (-1,8232)		-0,109 (-1,0065)		-1,099 (-1,989)		0,06 (0,478)
+ 1		-0,331 (-0,6818)		0,259 (2,4047)		-0,657 (-1,2137)		0,128 (1,0055)
0	-0,672 (-1,9167)	-1,150 (-2,4937)	0,306 (3,0634)	0,071 (0,6434)	-0,303 (-0,6343)	-0,674 (-1,2459)	0,424 (3,3127)	0,16 (1,1716)
- 1	0,31 (1,019)	0,19 (0,4613)	-0,176 (-1,3794)	-0,057 (-0,5622)	-0,026 (-0,0574)	0,073 (0,1556)	0,015 (0,1168)	-0,005* (-0,0404)
- 2	-0,111 (-0,401)	-0,388 (-1,1202)	-0,22 (-1,6546)	-0,037 (-0,3757)	0,518 (1,172)	0,465 (1,0359)	-0,294 (-1,886)	-0,151 (-1,2042)
- 3	0,696 (2,4063)	0,69 (1,9767)	0,266 (2,0377)	0,138 (1,3855)	0,202 (0,44)	0,437 (0,92212)	0,134 (0,9288)	0,081 (0,6734)
- 4	0,46 (1,5047)	0,542 (1,6347)	0,288 (2,1906)	0,237 (2,2128)	0,588 (1,2179)	0,958 ¹ (2,0289)	0,347 (2,337)	0,261 (2,055)
- 5	-0,027 (-0,0965)	0,131 (0,4256)	0,071 (0,5452)	0,121 (1,1185)	-0,586 (-1,3335)	-0,17 (-0,4121)	0,246 (2,6817)	0,222 (1,8387)
- 6	0,063 (0,2365)	0,188 (0,6188)	-0,087 (-0,6697)	-0,162 (-1,486)	0,504 (1,1827)	0,812 (1,952)	-0,196 (-1,3343)	-0,055 (-0,4458)
- 7	0,04 (0,1479)	0,13 (0,452)	-0,256 (-1,8481)	-0,015 (-0,1314)	-0,077 (-0,1784)	-0,124 (-0,325)	-0,248 (-1,7948)	-0,14 (-1,2626)
- 8	-0,427 (-1,865)	-0,211 (-0,779)	0,363 (3,5503)	0,129 (1,5816)	-0,21 (-0,7187)	-0,018 (-0,0701)	0,271 (2,0974)	0,029 (0,2844)
Soma dos coeficientes passados	0,332	0,122	0,555	0,425	0,61	1,759	0,699	0,402
Soma dos coeficientes futuros		-1,941		0,562		-0,092		0,633
R ²	0,783	0,827	0,833	0,944	0,791	0,878	0,893	0,963
F	7,202	5,165 ³	0,978	18,193	7,585	7,73	16,659	27,942
D.W.	1,668	1,478	2,095	1,913	1,6	2,007	1,43	1,572

Obs.: os valores entre parênteses referem-se à estatística t de Student.

Tabela 13

Regressões com filtros – (1972-81)

Coefficiente	M contra P (lags)	M contra P (leads e lags)	P contra M (lags)	P contra M (leads e lags)	B contra P (lags)	B contra P (leads e lags)	P contra B (lags)	P contra B (leads e lags)
+ 4		-0,1263 (-0,5913)		-0,2111 (-1,2528)		-0,1984 (-0,6693)		-0,1662 (-1,6131)
+ 3		0,687 (2,4394)		-0,0671 (-0,4479)		1,1251 (2,8288)		-0,0157 (-0,1594)
+ 2		-0,5449 (-1,8678)		-0,2477 (-1,65)		-0,9438 (-2,3468)		-0,1827 (-1,664)
+ 1		0,5606 (1,6724)		0,0038 (0,0253)		-0,0466 (-0,1122)		-0,0697 (-0,6828)
0	0,4032 (1,9782)	-0,1286 (-0,363)	0,2076 (1,3693)	0,2982 (1,7453)	0,6531 (2,3034)	0,5127 (1,2096)	0,2228 (2,4485)	0,014 (0,0975)
- 1	-0,1003 (-0,3902)	0,4835 (1,3521)	0,1311 (0,869)	-0,0104 (-0,0541)	-0,2483 (-0,6564)	0,2608 (0,6264)	-0,0118 (-0,1285)	-0,0798 (-0,6091)
- 2	-0,0932 (-0,3632)	-0,804 (-2,196)	0,0643 (0,4255)	-0,2059 (-1,1229)	-0,346 (-0,9269)	-0,892 (-2,0419)	-0,0262 (-0,2706)	-0,214 (-1,4497)
- 3	0,2146 (0,7435)	0,5215 (1,4336)	0,2752 (1,8935)	0,0909 (0,5384)	0,2783 (0,7566)	0,6071 (1,3696)	0,0428 (0,4664)	-0,0789 (-0,5959)
- 4	-0,1659 (-0,5654)	-0,7543 (-2,0212)	0,2755 (1,6547)	0,2916 (1,7342)	-0,2962 (-0,8429)	0,5245 (1,2488)	0,0939 (0,854)	-0,0816 (-0,5444)
- 5	-0,0679 (-0,2228)	0,6508 (1,7722)	0,2359 (1,4842)	0,1017 (0,629)	0,0923 (0,244)	0,8530 (2,0606)	-0,0139 (-0,1465)	-0,158 (-1,442)
- 6	-0,0232 (-0,0851)	-0,4479 (-1,3383)	0,0689 (0,4312)	-0,0473 (-0,28)	0,4085 (1,0748)	0,2325 (0,5012)	-0,1174 (-1,1613)	-0,2109 (-1,7539)
- 7	0,0141 (-0,0527)	0,0667 (0,1958)	-0,1892 (-1,1971)	-0,1515 (-0,9305)	-0,1941 (-0,5049)	-0,6583 (-1,1976)	-0,2192 (-2,3579)	-0,3055 (-3,0584)
- 8	0,433 (1,689)	0,1098 (0,3684)	-0,327 (-2,0875)	-0,2999 (-1,8959)	0,4096 (1,19)	0,4645 (1,0463)	-0,1565 (-1,587)	-0,1983 (-1,7838)
Soma dos coeficientes passados	0,5862	-0,3025	0,7423	0,0674	0,6649	1,9057	-0,1855	-1,313
Soma dos coeficientes futuros		0,5764		-0,5221		-0,0637		-0,4343
R ²	0,6375	0,6921	0,4511	0,4667	0,7167	0,7914	0,4414	0,6336
F	5,8629	3,8039	2,7394	1,4812	8,4313	6,4199	2,6335	2,926
D.W.	1,9998	2,0474	1,5036	1,6543	1,9923	1,7715	1,8761	2,1859

Obs.: os valores entre parênteses referem-se à estatística t de Student.

to de dados e intervalo de tempo, os testes de Sims e Granger. Sargent,²⁷ em trabalho realizado em 1976, obteve evidências de causalidade pelo teste de Granger que não foram confirmados pelo de Sims. Feige e Pearce,²⁸ em estudo que se propunha examinar a robustez das relações de causalidade evidenciadas pelos diversos métodos, obtiveram diferentes resultados, de acordo com o teste utilizado. Mais do que isso, os autores observaram uma grande sensibilidade dos resultados obtidos com o método de Sims, quando se utilizam filtros alternativos para a pre-filtragem das séries, mesmo que todos cumpram seu objetivo de “branquear” os resíduos das regressões.

A conclusão a que se pode chegar é que os diferentes métodos para detecção de relações causais não geram, inevitavelmente, os mesmos resultados econômicos, mesmo quando baseados no mesmo conjunto de dados. A utilização de filtros diversos, os procedimentos para ajustamento sazonal, e mesmo o número de observações, parecem exercer grande influência sobre os resultados, o que significa ser necessária uma certa cautela na aceitação de conclusões derivadas dos testes de causalidade.

Tabela 14

Teste *F* para os coeficientes dos quatro trimestres futuros

Causa- lidade \ Período				
	1946-56	1957-64	1965-71	1972-81
M → P	1,3	1,57	0,91	4,19 ²
P → M	3,4 ²	0,63	6,96 ¹	3,52 ²
B → P	1,05	8 ¹	2,47	3,96 ²
P → B	2,82	2,81	6,61 ¹	4,76 ¹

¹ Significante ao nível de 1%.

² Significante ao nível de 5%.

4. Resumo e Conclusões

Desde o surgimento dos trabalhos de Granger e Sims em fins das década de 60 e início da de 70, respectivamente, os testes econométricos para investigação de relações causais têm sido amplamente utilizados na literatura econômica.

²⁷ Sargent, T.J. A classical macroeconometric. . . op. cit.

²⁸ Feige, E.L. & Pearce, D.K. The casual causal relationship between money and income: some caveats for time series analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 61: p. 521-33, Nov. 1979.

Tabela 15

Causalidade pelo Teste de Granger

Variável dependente (N.º de defasagens)	Variável independente (N.º de defasagens)	Período analisado	F
M (4)	P (4)	1946-1956	0,68
M (8)	P (4)		0,83
P (4)	M (4)		0,51
P (8)	M (4)		0,59
B (4)	P (4)		1,62
B (8)	P (4)		0,83
P (4)	B (4)		1,67
P (8)	B (4)		0,82
M (4)	P (4)	1957-1964	1,7
M (8)	P (4)		1,73
P (4)	M (4)		3,77 ²
P (8)	M (4)		2,88
B (4)	P (4)		1,79
B (8)	P (4)		2,98 ²
P (4)	B (4)		3,23 ²
P (8)	B (4)		1,76
M (4)	P (4)	1965-1971	7,19 ¹
M (8)	P (4)		12,46 ¹
P (4)	M (4)		2,93 ²
P (8)	M (4)		2,36
B (4)	P (4)		3,61 ²
B (8)	P (4)		4,59 ²
P (4)	B (4)		2,84
P (8)	B (4)		1,04
M (4)	P (4)	1972-1981	2,76 ²
M (8)	P (4)		1,02
P (4)	M (4)		2,43
P (8)	M (4)		2,43
B (4)	P (4)		2,55
B (8)	P (4)		1,07
P (4)	B (4)		0,74
P (8)	B (4)		1,28

Obs.: teste F calculado para a hipótese de que os coeficientes das variáveis independentes são iguais a zero, em conjunto.

¹ Significante ao nível de 1%.

² Significante ao nível de 5%.

Tabela 16

Comparação dos testes de causalidade

Período		1946-56		1956-64		1965-71		1972-81	
Método									
S	M → P	N		N		N		N*	
I	P → M	N*		N		S		N*	
M	B → P	N		S		N		N*	
S	P → B	N		N		S		S	
G		4 def.	8 def.	4 def.	8 def.	4 def.	8 def.	4 def.	8 def.
R	M → P	N	N	N*	N	N*	N	N	N
A	P → M	N	N	N	N	S	S	N*	N
N	B → P	N	N	N*	N	N	N	N	N
G	P → B	N	N	N	N*	N*	N*	N	N
E									
R									

Obs.: N = Não (ou seja, não há causalidade fluindo na direção indicada).

S = Sim (ao nível de 1%).

N* = S (ao nível de 5%).

Mais recentemente, publicações como a de Feige e Pearce²⁹ têm levantado questões a respeito da robustez dos resultados obtidos pelos testes de causalidade, o que constitui um tópico importante a ser analisado.

O ponto de partida deste trabalho consistiu na utilização de um método empírico para a determinação dos filtros necessários ao exame da causalidade entre variáveis monetárias e inflação, pelo teste de Sims. O primeiro período a ser analisado foi o de 1946-81, com dados trimestrais. Evidenciou-se uma estrutura de realimentação entre a taxa de expansão dos meios de pagamento e a taxa de inflação, enquanto que a taxa de crescimento da base monetária seria exógena, a um nível de significância de 1%, com relação à taxa de inflação. Se considerarmos um nível de significância de 5%, a relação de causalidade entre base e inflação torna-se bidirecional.

Os resultados sugerem, portanto, uma maior sensibilidade dos meios de pagamentos, quando comparados com a base monetária, em relação à inflação. Esta por sua vez seria influenciada por ambas as variáveis monetárias: meios de pagamento e base monetária.

Estes resultados apresentam alguma coerência com os obtidos por Cardoso e Contador, dependendo do nível de significância considerado. Em seu estudo, utilizando como variável monetária os meios de pagamento, Cardoso conclui que

²⁹ Feige, E.L. & Pearce, D.K., op. cit.

“... os dados brasileiros indicam que a oferta de moeda é endógena, como sempre afirmou a visão estruturalista”. Contador, por sua vez, diz que a política monetária será endógena ou exógena, conforme esteja identificada pelos movimentos nos conceitos de meios de pagamento ou de base monetária.

Após examinar o período 1946-81, decidiu-se verificar se os resultados se alterariam em face de intervalos de tempo distintos. Esta hipótese efetivamente ocorreu quando se desdobrou o período 1946-81 em quatro outros: 1946-56; 1957-64; 1965-71 e 1972-81.

Para examinar a consistência dos resultados com relação a outros métodos de detecção de causalidade foi implementado o teste de Granger, tomando-se por base o mesmo conjunto de dados e os mesmos períodos de tempo. Só houve correspondência entre os dois testes, a nível de 5%, quando se considerou o período total, de 1946 a 1981, o que representa mais uma evidência contra a hipótese de resultados robustos.

Evidentemente, existem ainda caminhos alternativos que não foram explorados neste trabalho, e que poderiam talvez alterar significativamente as conclusões obtidas. Neste sentido, seria interessante verificar qual a sensibilidade do teste de Sims ao número de defasagens futuras e passadas utilizadas nas regressões (quatro e oito, respectivamente, neste estudo), como também se seria possível prefiltrar as variáveis nos diferentes subperíodos com o polinômio estimado para o período total, ou seja, se apenas um filtro cumpriria o papel de tornar serialmente independentes os resíduos das regressões estimadas para os diversos subperíodos, e quais seriam as implicações deste procedimento. Outra possibilidade consiste em examinar outros espaços de tempo, como, por exemplo, os períodos 1946-64 e 1965-81, já que a partir de 1964 diversas mudanças institucionais foram implementadas, gerando implicações diretas sobre o controle dos agregados monetários.

Em vista do exposto, somente podem ser aceitas com reservas as implicações causais derivadas de tais testes. Na verdade, pelo menos no que diz respeito a intervalos de tempo mais reduzidos, eles são certamente inconclusivos com relação ao ordenamento causal entre as variáveis monetárias e a inflação.

Abstract

The purpose of this paper is to examine the causal relations between monetary variables (means of payment and monetary base) and the inflation rate.

Sims' test and Granger's test were applied to the same data and periods of time (1946-81; 1946-56; 1957-64; 1965-71 and 1972-81), in order to investigate the robustness of results. We found that these tests only yield compatible economic conclusions (feedback relationship between monetary variables and inflation rate) when the 1946-81 period was examined. The results obtained for other periods were however inconclusive about the causal ordering, suggesting that the findings derived from causality tests must be viewed with caution.

Referências bibliográficas

Cagan, P. *Determinants and effects of changes in the stock of money: 1857 – 1960*. New York, Columbia University Press, 1965.

Cardoso, E. A. Moeda, renda e inflação: algumas evidências da economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, p. 423-34, ago. 1977.

Contador, C. R. A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, p. 475-504, ago. 1978.

Feige, E. L. & Pearce, D. K. The casual causal relationship between money and income: some caveats for time series analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 61: p. 521-33, nov. 1979.

Granger, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross – spectral methods. *Econometrica*, 37: 424-38, July, 1969.

Johnson, H. G. The monetary approach to balance of payments theory. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7: 1.955-72, Mar. 1972.

Mehra, Y.P. Money wages, prices and causality. *Journal of Political Economy*, 85: p. 1.227-44, Dec. 1977.

Mundell, R. A. *International economics*. New York, Macmillan Co., 1968.

Nerlove, M. Spectral analysis of seasonal adjustment procedures. *Econometrica*, July 1964.

Sargent, T. J. A classical macroeconomic model for the United States, *Journal of Political Economy*, 84: p. 207-37, Apr. 1976.

———. *Macroeconomic theory*. New York, Academic Press, 1979.

———. & Wallace, N. Rational expectations and the dynamics of hyperinflation. *International Economic Review*, 14: 328-50, June 1973.

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

Williams, D.; Goodhart, C. A. E. & Gowland, D. W. Money, income and causality: the U. K. experience. *American Economic Review*, 66: 417-23, June 1976.