

Comunicação 2

A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil *

CLAUDIO R. CONTADOR **

1 — Introdução

As evidências empíricas acumuladas mostram que a política monetária tem efeitos generalizados e relativamente rápidos na demanda agregada.¹ Portanto, o encaminhamento ordenado da política monetária é crucial durante as crises de estabilização e torna-se mesmo uma condição necessária para evitar distúrbios indesejáveis durante os períodos de relativa estabilidade na taxa de inflação.

Para que seja atuante e mereça o papel de indicador central da política monetária, é importante que o conceito de oferta de moeda adotado pelas autoridades monetárias seja uma variável sob seu controle. A literatura sobre a teoria monetária faz uso freqüente da hipótese de que a oferta de moeda é exógena. Muitas vezes, por mera simplificação acadêmica, é conveniente ignorar os determinantes da oferta de moeda para que a análise seja concentrada na duração,

* Versão revisada de um trabalho apresentado no V Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Rio de Janeiro, dezembro de 1977. Agradeço os comentários e sugestões de Antonio Carlos Lemgruber, Walter L. Ness, Eliana A. Cardoso, Fernando de Holanda Barbosa, Milton de Assis, Clovis de Faro, Celso L. Martone, Delso Morais da Silva e Paulo de Tarso Medeiros. A coleta e computação dos dados contou com a eficiente assistência de Herval Aluisio Mota Cardoso. Naturalmente, a responsabilidade é exclusiva do autor.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

¹ Ver, por exemplo, Claudio R. Contador, *Ciclos Econômicos e Indicadores de Atividade no Brasil*, Coleção Relatórios de Pesquisa (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1977), n.º 35, pp. 42-43.

intensidade e estrutura dos seus efeitos nos preços, no emprego e na renda. Outras vezes, o processo de criação de moeda é interpretado sob uma ótica mecânica, puramente contábil.

Contudo, a hipótese de moeda exógena nem sempre é confirmada pelos fatos. Ainda que as autoridades monetárias tenham potencialmente condições de exercer uma política ativa, muitas vezes são forçadas na prática a adotar um comportamento passivo ou endógeno, condicionado a outras prioridades ou a fatores circunstanciais. Na verdade, muitos autores sustentam que a oferta de moeda é endógena no Brasil. Numa das linhas de argumentação, tem sido apontado que a maior abertura ao exterior no período mais recente veio tornar a expansão da base monetária, e conseqüentemente dos Meios de Pagamento, mais sensível às mudanças nas reservas cambiais. Outro argumento lembrado é de que até 1965 o Governo financiava o *deficit* basicamente através de emissão de papel-moeda. Desta forma, ante uma inflação elevada existia uma necessidade crescente de emitir papel-moeda a fim de drenar recursos para financiar as despesas públicas. A criação de moeda era então uma decorrência natural do crescimento dos preços, que por sua vez ajudava a alimentar e fomentar o processo inflacionário.

As primeiras menções à endogeneidade da oferta de moeda nos países latino-americanos partiram da chamada corrente estruturalista nas décadas de 50 e 60. Prebisch e Seers,² por exemplo, trataram as mudanças na oferta de moeda como uma simples resposta a mudanças reais na economia.

No outro extremo, os monetaristas apontam a estabilidade da função de demanda pelo estoque real de moeda como um forte ar-

² Ver Raúl Prebisch, *Dinâmica do Desenvolvimento Latino-Americano* (Rio de Janeiro: Editora Fundo de Cultura, 1964), em particular p. 129; e Dudley Seers, "Inflation and Growth: A Summary of Experience in Latin América", in *Economic Bulletin for Latin America*, vol. 7 (fevereiro de 1962), pp. 23-51, e "Theory of Inflation and Growth in Underdeveloped Economies Based on the Experience of Latin America", in *Oxford Economic Papers*, vol. 14 (junho de 1962). Para um resumo da visão estruturalista sobre a inflação, ver Julio H. G. Olivera, "On Structural Inflation and Latin-American Structuralism", in *Oxford Economic Papers*, vol. 16 (novembro de 1964), pp. 321-332, e "On Passive Money", in *Journal of Political Economy*, vol. 78 (julho/agosto de 1970), Suplemento, pp. 805-814.

gumento em favor da eficiência e exogeneidade da política monetária. Dado um determinado nível ou crescimento na oferta nominal de moeda, a economia procura eliminar o excesso de liquidez através de pressões na demanda agregada e, no decorrer do processo de ajuste, preços e/ou renda real são afetados. Nesta corrente mais ortodoxa do monetarismo, a causalidade flui apenas da oferta de moeda para a renda nominal. Em oposição, vários economistas, entre eles Kaldor,³ contra-argumentam que as evidências empíricas de estabilidade da demanda de moeda e baixa elasticidade de substituição entre moeda e outros ativos decorrem exatamente da passividade da oferta de moeda. Segundo eles, se as autoridades monetárias tentassem efetivamente controlar a oferta de moeda, a instabilidade funcional da demanda de moeda manifestar-se-ia. Na verdade, a discussão nos termos de estabilidade da demanda de moeda é totalmente inconclusiva, pois o mesmo grau de estabilidade funcional é encontrado independentemente da endogeneidade ou exogeneidade da sua oferta nominal.

Mais recentemente, os monetaristas passaram a aceitar uma certa influência da atividade econômica e dos preços sobre a política monetária. Friedman — que é erroneamente imaginado como intransigente contestador da oferta de moeda endógena — reconheceu e aceitou explicitamente, na sua apresentação de um livro de Cagan,⁴ a clara evidência de que a atividade econômica teria influenciado a oferta de moeda em certos períodos da história americana. Também, o enfoque monetário ao balanço de pagamentos, popularizado por Mundell, Johnson⁵ e outros, considera endógena a oferta de moeda (ou a base monetária) dependente do saldo do balanço de

³ N. Kaldor, "The New Monetarism", in *Lloyds Bank Review*, vol. 97 (1970), pp. 1-18.

⁴ Phillip Cagan, *Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money: 1875-1960* (Nova York: Columbia University Press, 1965).

⁵ Ver Robert A. Mundell, *International Economics* (Nova York: The Macmillan Co., 1968), e *Monetary Theory* (Califórnia: Goodyear Pub. Co., 1971); e Harry G. Johnson, "The Monetary Approach to Balance-of-Payments Theory", in *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 7 (março de 1972), pp. 1.555-1.572, *Macroeconomics and Monetary Theory* (Chicago: Aldine Pub. Co., 1972), e *Further Essays in Monetary Economics* (Massachusetts: Harvard University Press, 1973).

pagamentos. Sargent e Wallace⁶ mostraram que, durante períodos de hiperinflação, os governos são propensos a assumir uma tática que torna a oferta de moeda dependente da taxa de inflação. Dutton,⁷ ao examinar a experiência inflacionária da Argentina no período 1958/66, mostrou que o processo inflacionário pode ser auto-sustentado, com a oferta de moeda endógena dependente do *deficit* fiscal, que por sua vez depende da taxa de inflação. Enfim, a lista de estudos monetaristas em que a oferta de moeda é suposta ou evidenciada como endógena é muito extensa, mas creio que os autores apontados são os representantes mais típicos da escola monetarista moderna. Conseqüentemente, o argumento de que a política monetária é endógena não pode ser encarado como uma primazia nem de monetaristas nem de estruturalistas.

Mas ainda que nesse tocante a posição monetarista moderna não seja muito diferente em conteúdo da corrente estruturalista, é claro que existe uma grande diferença entre supor a oferta de moeda *exclusivamente exógena* — posição adotada pelos primeiros apenas como hipótese simplificadora — ou *completamente endógena*. A questão parece ser muito mais de ênfase do que de conteúdo, e a opinião crescente é de que a causalidade é bidirecional. Resta discutir qual sentido da causalidade é mais importante: de moeda para atividade econômica, ou de atividade econômica para moeda.

No Brasil, a questão da endogeneidade ou exogeneidade da oferta de moeda não havia despertado maiores interesses até recentemente. Ainda agora são escassas as ocasiões em que o assunto foi abordado diretamente na literatura. Pastore,⁸ num estudo recente sobre a oferta de moeda, partiu do princípio de que as autoridades monetárias podiam controlar a base monetária e examinou a hipótese de que mudanças no multiplicador poderiam gerar variações na oferta

⁶ Thomas J. Sargent e Neil Wallace, "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation", in *International Economic Review*, vol. 14 (junho de 1973), pp. 328-350.

⁷ Dean S. Dutton, "A Model of Self-Generating Inflation: The Argentine Case", in *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 3 (maio de 1971), pp. 245-262.

⁸ Affonso Celso Pastore, "A Oferta de Moeda no Brasil — 1961/72", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 4 (dezembro de 1973), pp. 993-1.044.

nominal de moeda bastante distintas daquelas planejadas. A sua conclusão foi de que o componente dominante da expansão da oferta de moeda nominal teriam sido as flutuações na base monetária, adequadamente definida.⁹ Cardoso,¹⁰ num estudo ainda mais recente, enfocou a questão de forma mais direta e concluiu que a oferta de moeda seria endógena no Brasil. O objetivo do presente trabalho é descrever novos testes para a questão da causalidade, apontando inclusive algumas falhas dos estudos anteriores.

O exame da exogeneidade da oferta de moeda a ser apresentado é ainda incompleto e imperfeito em certos aspectos. É incompleto, em primeiro lugar, porque analisa a causalidade apenas entre a moeda ou base monetária e a inflação. Também não procura identificar os períodos em que a política teria sido "mais ativa" ou "mais passiva". Esta é uma lacuna fácil de preencher, mas por ora o estudo examina apenas o período 1955/76, sem subdivisões. Em segundo lugar, o conceito de exogeneidade adotado não é absoluto. Sabemos que a qualificação de uma variável como endógena ou exógena depende das características do modelo em questão. Resultados distintos podem ser obtidos com o emprego de conceitos alternativos para a mesma variável. Por isso seria interessante examinar a causalidade com outros indicadores monetários.

Por sua vez, o teste é imperfeito por três motivos. Em primeiro lugar, a rigor é baseado numa versão sofisticada do princípio *post hoc ergo propter hoc*. Assim, a causalidade é identificada meramente pela antecedência estatística entre variáveis. Em segundo lugar, o interesse do estudo está centrado na questão da causalidade, e como tal não se presta para examinar a eficiência antiinflacionária ou estabilizadora da política monetária. Finalmente, o objeto do teste

⁹ Pastore sustenta que a hipótese de ausência de controle sobre a oferta de moeda tem suas origens na definição imprópria da base monetária, que agrega o Banco do Brasil juntamente com os demais bancos comerciais, ignorando-se sua função como Autoridade Monetária. Porém, conforme veremos mais adiante, as conclusões do teste de causalidade não se alteram mesmo com o emprego da definição imprópria da base monetária.

¹⁰ Eliana A. Cardoso, "Moeda, Renda e Inflação: Algumas Evidências da Economia Brasileira", in *Pesquisa e Planejamento Económico*, vol. 7, n.º 2 (agosto de 1977), pp. 423-434.

não é a exogeneidade da oferta de moeda nem do controle potencial ou efetivo das autoridades monetárias sobre este estoque, mas sim a exogeneidade da *política monetária*, vale dizer, do comportamento expresso nos indicadores aceitos pelos formuladores e instituições envolvidas na política monetária.

O trabalho está dividido da seguinte forma: a próxima seção examina as variáveis reconhecidas como objetivos e como indicadores da política monetária no Brasil. A Seção 3 trata do teste da causalidade, enfoca várias questões empíricas e a importância da escolha de um filtro adequado. As metodologias de Granger-Sims e de Haugh para o teste de causalidade são discutidas e testadas. A última seção apresenta um resumo das conclusões básicas, aponta as principais implicações para a execução da política monetária e para outros estudos empíricos e alerta para algumas deficiências do teste.

2 — Objetivos e indicadores da política monetária

2.1 — Objetivos da política monetária no Brasil

A política monetária, pelo fato de ter efeitos amplos e relativamente rápidos, é a escolha lógica para fins de estabilização de preços (ou do seu crescimento) e para controle da demanda agregada. É claro que as outras formas de política, tais como a fiscal e a creditícia, têm um papel importante, complementar ou substituto, à política monetária, mas pelo fato de, em geral, serem mais discriminatórias são menos adequadas para o controle ou estímulo generalizado à demanda agregada.

Infelizmente, as nossas estatísticas de renda nacional nominal são disponíveis apenas com um intervalo anual, e assim mesmo apenas a partir de 1947. A carência de uma série mais longa ou com dados trimestrais impõe sérias limitações nos graus de liberdade e na confiança nos testes empíricos sobre a causalidade entre a renda e a política monetária. Cardoso contornou este problema utilizando a

série de produto real gerada artificialmente por Pastore¹¹ multiplicada pelo índice geral de preços para obter a renda nominal. Evidentemente, tal série é apenas uma *proxy* — uma aproximação provavelmente grosseira do conceito desejado de renda nominal. Os erros introduzidos na geração da série são certamente elevados, e é fato sabido que erros de medidas são capazes de distorcer as conclusões sobre a causalidade entre variáveis.¹²

Certamente, existem outras séries capazes de retratar com mais fidelidade o crescimento da demanda agregada e da renda. O valor real da produção industrial estimada pela Fundação IBGE seria uma *proxy* mais satisfatória, mas não foram experimentadas devido à dificuldade de obter séries estatísticas suficientemente longas.¹³

Dadas as dificuldades em obter uma série suficientemente longa e confiável de renda nominal, é recomendável que o teste de causalidade entre a política monetária e a atividade econômica no Brasil tenha objetivos bem mais modestos, embora não necessariamente com conclusões menos precisas. Sabemos que mudanças na renda agregada têm dois componentes: variações na quantidade física e variações nos preços. Nos processos inflacionários intensos como o nosso, as mudanças nos preços são predominantes, enquanto as variações nas quantidades físicas têm um papel menor na explicação das mudanças na renda nominal. Não raro os preços crescem na média entre 30 e 50% ao ano, enquanto o crescimento do produto real dificilmente atinge 10%. Quanto mais curto o intervalo das observações, mais esta afirmativa torna-se válida. Assim, se a análise

11 Affonso Celso Pastore, "Inflação e Política Monetária no Brasil", in *Revista Brasileira de Economia*, vol. 23 (janeiro/março de 1969), pp. 92-123. A série de renda não foi reproduzida no artigo publicado por Pastore. Provavelmente, Cardoso obteve a série diretamente do autor.

12 Ver, a este respeito, D. Williams, C. A. E. Goodhart e D. H. Growland, "Money, Income and Causality: The U. K. Experience", in *American Economic Review*, vol. 66 (junho de 1976), pp. 417-423, em particular p. 419.

13 Outra forma de contornar a escassez de graus de liberdade seria utilizar um indicador composto, tal como o construído por Contador, *op. cit.* Entretanto, embora os movimentos do indicador composto tenham uma conformação semelhante ao do produto industrial, isto não significa que as taxas de crescimento sejam parecidas. Os indicadores agregados não são adequados para expressar as taxas de crescimento da renda com a exatidão recomendável.

é trimestral ou mensal, é perfeitamente possível afirmar que os movimentos na renda nominal estão fortemente correlacionados com um índice geral de preços. Desta forma, a taxa de inflação é uma variável bem representativa das mudanças na demanda agregada. Com base nesta certeza, a taxa de inflação, medida pelo índice geral de preços (Coluna 2 da *Conjuntura Econômica*), representará as mudanças na demanda agregada ou no nível de negócios no Brasil.

2.2 — Indicadores da política monetária no Brasil

A rigor, as autoridades monetárias dispõem de quatro instrumentos básicos no Brasil: a taxa de desconto, as operações no “mercado aberto”, a taxa e composição do encaixe obrigatório e a emissão de papel-moeda. A ênfase em cada tipo de instrumento tem variado no tempo. Após a II Guerra Mundial e até 1970, a taxa de desconto, o encaixe obrigatório e a simples emissão de papel-moeda eram os instrumentos mais empregados. Após 1970, com o florescimento do mercado de títulos da dívida pública, as operações de mercado aberto passaram a ter uma certa primazia sobre os demais instrumentos.

Em princípio, o indicador deve refletir com perfeita precisão o sentido dos efeitos da política,¹⁴ e existem basicamente três indicadores monetários imaginados com tal característica. O primeiro é o mais comum e corresponde ao conceito de Meios de Pagamento, medido pelo Banco Central como a soma do papel-moeda em poder do público mais os depósitos à vista nos bancos comerciais e representado na literatura pela notação M_1 . Porém, o conceito mais adequado de oferta de moeda é atualmente bem mais amplo do que o de Meios de Pagamento. Esta questão vem sendo discutida, pelo menos desde 1974,¹⁵ em um número crescente de trabalhos, e breves comentários serão suficientes por ora.

¹⁴ Para uma discussão, ver Michael W. Keran, “Selecting a Monetary Indicator — Evidence from the United States and Other Developed Countries”, in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 52 (setembro de 1970), pp. 8-19.

¹⁵ Ver Claudio R. Contador, “Desenvolvimento Financeiro, Liquidez e Substituição entre Ativos no Brasil; A Experiência Recente”, in *Pesquisa e Planejamento Económico*, vol. 4, n.º 2 (junho de 1974), pp. 245-284.

O fato inconteste é que a partir de 1964 foram criados inúmeros ativos financeiros substitutos de moeda. Um trabalho recente mostrou de forma dramática que, em pouco mais de uma década, o estoque em termos *reais* de ativos não-monetários aumentou 75 vezes, contra um aumento de apenas três vezes no conceito de moeda M_1 .¹⁶ É temerário imaginar que a criação de um amplo número de ativos financeiros substitutos da moeda, o seu crescimento explosivo e sem controle efetivo por parte das autoridades monetárias, e os complexos arranjos institucionais de correção monetária e de funcionamento dos intermediários financeiros tenham deixado incólume a eficiência e controle da política monetária, baseada, segundo se sabe, num indicador válido para as condições existentes antes de 1964. O indicador da política monetária deve estar estreitamente associado no conceito daquilo que a economia como um todo considera como moeda, e não àquele que o Banco Central ou as autoridades monetárias imaginam ou desejam ter sob controle. Como tal, o conceito de moeda no Brasil é muito mais amplo do que os Meios de Pagamento, e é de se esperar que este conceito mais amplo — qualquer que ele seja¹⁷ — esteja fora do controle direto das autoridades monetárias, mas esta questão não importa no momento. Afinal, o que se discute é a exogeneidade ou endogeneidade do indicador monetário utilizado. Sendo assim, o conceito de Meios de Pagamento serve para os nossos propósitos. É de se supor que o conceito M_1 seja mais exógeno do que conceitos mais amplos, e conseqüentemente é adequado para o teste. Se comprovada a sua endogeneidade, pode-se dizer que conceitos mais amplos são também endógenos. Mas, por outro lado, se M_1 for exógeno, nada pode ser afirmado sobre a exogeneidade dos outros conceitos, e testes adicionais são necessários.

Outro indicador sugerido é a base monetária, apontada como um indicador mais vantajoso do que a oferta de moeda, por dois mo-

¹⁶ Claudio R. Contador, "A Oferta de Moeda e Desenvolvimento Financeiro", in *Mercado de Capitais e Desenvolvimento Econômico* (Rio de Janeiro: IBMEC, 1977), pp. 203-243.

¹⁷ Para uma descrição bem objetiva do que seria a definição empírica de moeda, ver Claudio R. Contador, "O Conceito de Moeda no Brasil" (dezembro de 1977), mimeo.

tivos. Em primeiro lugar, é certo que as autoridades monetárias exercem maior controle sobre a base do que sobre os Meios de Pagamento, embora isto não signifique que o controle seja absoluto. Em segundo, para que seja válido como indicador, a série deve ter uma alta correlação com a atividade econômica, e existem fortes indícios de que a inflação tem uma associação mais estável com a base monetária do que com os Meios de Pagamento.¹⁸ O conceito de Base Monetária adotado pelo Banco Central contém também algumas imperfeições, embora menos sérias do que as do conceito oficial de moeda. Ainda assim, será interessante testar a exogeneidade deste indicador.

Finalmente, um terceiro indicador sugerido na literatura, principalmente pelos keynesianos, mas não empregado no Brasil, é a taxa de juros de mercado. Segundo o raciocínio convencional, as flutuações na taxa de juros refletem as condições de liquidez da economia e as necessidades de modificar a oferta de moeda. Assim, um aumento na taxa de juros mostra um "aperto" na liquidez real, que, caso não seja sanado com aumento na oferta de moeda, deve causar uma retração na demanda agregada. Por outro lado, uma queda na taxa de juros decorrente de uma política monetária expansiva, mostra um forte estímulo à expansão da demanda agregada. Entretanto, apesar de conhecida e popularizada nos livros-texto, existem pelo menos quatro falhas nesta linha de argumentação. Em primeiro lugar, a taxa de juros é interpretada como o preço da moeda, o que é incorreto: a taxa de juros corresponde ao preço do crédito.¹⁹ Em segundo, cria sérios problemas em identificar qual "a" taxa de juros: em geral imagina-se que a taxa de juros de curto prazo é a mais adequada, mas "curto prazo" exige uma qualificação mais

¹⁸ Por exemplo, num modelo simplificado com apenas uma variável explicativa, os efeitos retardados de mudanças na base monetária nos últimos 18 meses explicam mais de 85% da variância na taxa de inflação, enquanto os Meios de Pagamento explicam 77%. Essas evidências baseiam-se em dados trimestrais no período 1955/76. Uma discussão mais detalhada encontra-se em Contador, "O Conceito de Moeda...", *op. cit.*

¹⁹ Para uma exposição didática, consultar Milton Friedman, "Factors Affecting the Level of Interest Rates", in Eugene F. Brigham (ed.), *Readings in Management Finance* (Nova York; Holt Rinehart and Wiston, 1971).

rigorosa. Em terceiro, os movimentos na taxa de juros podem fornecer uma visão oposta da realidade. A resposta de taxa de juros a uma mudança na oferta de moeda compreende três efeitos: o efeito-liquidez, o efeito-renda nominal e a expectativa de inflação.²⁰ É certo que um aumento na oferta de moeda provoca uma queda na taxa de juros, mas apenas temporariamente e enquanto perdura o efeito-liquidez e a renda nominal não desloca a demanda de moeda para cima. Um aumento sistemático na taxa de crescimento da oferta de moeda — longe de gerar uma queda nos juros — causa o seu aumento devido à incorporação das expectativas de inflação. Finalmente, o quarto motivo que desaconselha a taxa de juros como indicador monetário é a existência de controles, tabelamentos e a própria segmentação do mercado brasileiro de capitais. Mesmo a taxa de juros no *open market* — geralmente interpretada como taxa “livre” — sofre o efeito de mudanças ocorridas em outros segmentos do mercado. Oscilações na taxa livre poderiam simplesmente resultar de mudanças na legislação atinente a outros mercados, sem refletir maiores mudanças na liquidez real.

Outros indicadores poderiam ser citados e submetidos a testes empíricos, tais como o saldo dos redescontos para liquidez, as reservas livres, etc. Contudo, como o presente trabalho não tem ambições de ser exaustivo, o exame da causalidade entre a política monetária e a inflação será restrito aos Meios de Pagamento e à Base Monetária, segundo os conceitos adotados pelo Banco Central.

3 — Exogeneidade e endogeneidade

3.1 — A causalidade identificada pelos seus efeitos

Na maioria das vezes, a direção da causalidade entre variáveis é uma hipótese assumida *a priori* nos estudos, e raramente submetida a maiores testes. Sabe-se que a mera existência de uma correlação

²⁰ *Ibid.*

significante não serve para estabelecer a causalidade entre variáveis. Séries econômicas podem estar associadas funcionalmente e, ainda assim, a correlação estimada ser nula ou baixa. Outras vezes, as variáveis são altamente correlacionadas, embora sem maiores justificativas teóricas.

Mas, mesmo quando coexistem razões teóricas e evidências empíricas de que duas variáveis são correlacionadas, há sérias dúvidas sobre a direção da causalidade. Em geral, as implicações podem ser inquietantes. Por exemplo, em nosso caso específico, a direção da causalidade é crucial para qualificar a política monetária como ativa ou como passiva.

A questão tem também implicações de profundo interesse para a validade de conclusões baseadas em certos tipos de trabalhos empíricos. A popularização de modelos empíricos baseados em polinômios em retardos do tipo Almon, por exemplo, tem ensejado o exame de inúmeras questões sobre a resposta a curto e longo prazos de uma variável em relação a outras, sobre a existência e quantificação de *trade-offs*, etc. No entanto, o uso de polinômios em retardos exige que as variáveis explicativas sejam efetivamente exógenas, condição freqüentemente esquecida. Como exemplo típico, muitos modelos monetaristas procuram explicar certas variáveis, como a taxa de juros, a inflação, ou a renda nominal, em função de uma seqüência de valores passados da oferta de moeda e de outras variáveis. Porém, se a causalidade flui na verdade dos preços, renda ou taxa de juros para a política monetária, ou mesmo se existir algum *feedback*, as estimativas da estrutura de retardos serão desprovidas de validade.

Num estudo que se tornou clássico, Granger desenvolveu um método para identificar a direção da causalidade e o possível *feedback* entre duas variáveis temporais.²¹ É certo que o método de Granger não é infalível, pois a identificação da causalidade baseia-se numa

²¹ C. W. J. Granger, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", in *Econometrica*, vol. 37 (julho de 1969), pp. 424-438.

versão sofisticada do princípio *post hoc ergo propter hoc* de antecedência entre variáveis, mas ainda assim é o único disponível e fornece respostas seguras na grande maioria das aplicações. Com o critério de Granger diz-se que uma variável qualquer X “causa” outra variável Y , se, dado um certo conjunto de informações U que inclui X e Y , o valor corrente de Y pode ser melhor previsto usando-se valores passados de X e de posse do conjunto U . Sims²² adotou o método de Granger para analisar a causalidade entre moeda e renda nos EUA através de regressões temporais. Reparou ele que o elemento crucial do teste da causalidade seria o conteúdo do conjunto de informações U , e definiu “inovação” no processo estocástico de uma variável qualquer como aquela parte da mesma variável que não pode ser predita com o conjunto U . Para simplificar o teste empírico, restringiu o conjunto U à própria história passada da variável. Se X “causa” Y , os valores passados da “inovação” de X podem ser usados para melhorar as previsões correntes e futuras da “inovação” de Y . Caso contrário, se X “não causa” Y , os valores passados da “inovação” de X não têm nenhuma utilidade para a previsão de Y . Haugh²³ sugeriu que, ao invés de regressões com valores retardados e futuros da variável explicativa, o teste de causalidade fosse realizado de forma bem mais simples, apenas com o correlograma cruzado entre as duas variáveis.

Em qualquer dos dois tratamentos, a “inovação” é o elemento básico da análise da causalidade entre variáveis e, conforme veremos, quando mal identificada pode gerar conclusões totalmente inadequadas. Por isso, antes de desenvolver os testes empíricos é importante discutir e quantificar o conceito de “inovação” do processo estocástico de uma série qualquer.

²² Christopher A. Sims, “Money, Income and Causality”, in *American Economic Review*, vol. 62 (setembro de 1972), pp. 540-552.

²³ Larry D. Haugh, “The Identification of Time Series Interrelationships with Special Reference to Dynamic Regression”, tese de doutoramento (Universidade de Wisconsin, Departamento de Estatística, 1972); c. D. A. Pierce e L. D. Haugh, “Causality in Temporal Systems”, in *Journal of Econometrics*, vol. 5 (1977), pp. 265-293.

3.2 — A “inovação” e a questão do filtro

Para gerar os componentes de “inovação” das séries envolvidas no teste de causalidade, Sims aplicou um filtro sugerido por Nerlove:²⁴

$$z_t = (1 - 0,75B)^2 \text{Log } Z_t \quad (1)$$

onde z corresponde às “inovações” do processo estocástico da variável genética Z , e B o operador-retardo:

$$B \text{Log } Z_t = \text{Log } Z_{t-1} \quad (2)$$

Após a aplicação do filtro (1) são feitas regressões alternativas entre as “inovações” dos dois processos:

$$y_t = F(B) x_t + e_t \quad (3)$$

$$x_t = G(B) y_t + u_t \quad (4)$$

onde $F(B)$ e $G(B)$ são polinômios em retardos para as variáveis x e y , respectivamente, e e_t e u_t são resíduos aleatórios serialmente independentes.

De acordo com Nerlove, o filtro descrito em (1) é capaz de remover a tendência e principais componentes auto-regressivos da maioria das séries trimestrais previamente desestacionalizadas. O desempenho satisfatório do filtro foi confirmado no trabalho de Nerlove por espectros praticamente horizontais das séries filtradas, indicando que as variáveis filtradas comportavam-se como séries *white noise*.

Infelizmente, o bom desempenho do filtro (1) com as séries econômicas testadas por Nerlove não assegura igual resultado para as

²⁴ Marc Nerlove, “Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures”, in *Econometrica*, vol. 32 (julho de 1964), pp. 241-286. Note-se que:

$$z_t = (1 - 0,75B)^2 \text{Log } Z_t = (1 - 1,5B + 0,5625B^2) \text{Log } Z_t$$

logo:

$$z_t = \text{Log } Z_t - 1,5 \text{Log } Z_{t-1} + 0,5625 \text{Log } Z_{t-2}$$

séries brasileiras. Se o filtro (1) não gerar séries estacionárias serialmente independentes, podem surgir dois tipos de problemas. O primeiro é de que, sendo os resíduos e_t e/ou u_t serialmente correlacionados, as estimativas de $F(B)$ e $G(B)$ são consistentes, mas com variâncias viesadas para baixo e com valores superestimados para R^2 e para os níveis de significância.²⁵ O segundo problema é de que podem ser encontradas evidências aparentemente irrefutáveis de causalidade, mesmo quando ela não existe, ou ainda de causalidade em direção oposta.

A filtragem das séries através de (1) tem sido criticada por ser um critério totalmente *ad hoc*, que pode deixar as séries com elevada autocorrelação serial, mesmo que o teste de Durbin-Watson rejeite correlação serial nos resíduos das regressões. À medida que os filtros devem reproduzir o conjunto de informações contidas na história passada de X e Y , é óbvio que apenas por mera coincidência filtros *ad hoc* do tipo (1) atenderão a este objetivo.

A alternativa mais justificável é identificar os processos geradores das séries Y e X com, por exemplo, o chamado modelo ARIMA, desenvolvido por Box e Jenkins.²⁶ Esta classe de modelo generaliza e combina processos auto-regressivos e de média móvel:

$$\phi_p(B) (1 - B)^d Z_t = \theta_q(B) a_t \quad (5)$$

onde $\phi_p(B)$ e $\theta_q(B)$ são polinômios que representam respectivamente os processos auto-regressivo e de média móvel, com raízes fora do círculo unitário. A variável Z_t corresponde a uma série qualquer e a_t aos resíduos serialmente não correlacionados. Os parâmetros do modelo ARIMA são obtidos por um processo iterativo, até que as suas estimativas minimizem a soma dos quadrados dos resíduos.

Com base nesta técnica foi possível estimar os processos geradores da taxa de inflação, do estoque de moeda e da base monetária, com

²⁵ C. W. J. Granger e P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", in *Journal of Econometrics*, vol. 2 (1974), pp. 111-120.

²⁶ G. E. P. Box e G. M. Jenkins, *Time-Series Analysis: Forecasting and Control* (San Francisco: Holden-Day, 1970).

dizer que os modelos (6), (7) e (8) fornecem as melhores estimativas não viesadas dos processos geradores da taxa de inflação e de crescimento no estoque de moeda e da base monetária.

A mera comparação mostra que os processos estimados com o modelo ARIMA diferem radicalmente do filtro auto-regressivo de segunda ordem descrito em (1). As taxas de variação de P , M e H obedecem a processos distintos entre si de média móvel de quarta ordem e auto-regressivo de primeira ordem. Logo, é de se esperar que a imposição do filtro (1) não elimine a autocorrelação serial nos resíduos. Se tal for o caso, as séries p_t , m_t e h_t obtidas com este filtro estarão "contaminadas" pela história passada das variáveis, e conseqüentemente as séries filtradas não se prestam para o teste de causalidade.

Para examinar esta questão, os Gráficos 1, 2 e 3 comparam as funções espectrais²⁷ $f(w)$ das séries de "inovações" p_t , m_t e h_t estimadas alternativamente com os dois tipos de filtro. Os espectros mostram a contribuição das flutuações, em cada freqüência particular, para a explicação da variância total da série. Os espectros estimados como os resíduos dos modelos ARIMA estão indicados pela linha tracejada, enquanto os estimados com o filtro (1) pela linha contínua. As linhas horizontais marcam os limites de significância a 5% para os espectros de séries puramente aleatórias. É fácil constatar que, em cada um dos casos, os valores com os filtros ARIMA oscilam entre os limites esperados do espectro de uma série *white noise*. Tal resultado é na verdade uma confirmação do teste com a distribuição qui-quadrado, ou seja, é possível afirmar que os filtros ARIMA (6), (7) e (8) geram seqüências de resíduos que não diferem significativamente ao nível de 5% de uma série

²⁷ Os espectros foram obtidos com o estimador Tukey-Hanning com retardo máximo de 12 trimestres. Para uma exposição da análise espectral, consultar George S. Fishman, *Spectral Methods in Econometrics* (Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1969); C. W. J. Granger e M. Hatanaka, *Spectral Analysis of Economic Time Series* (Princeton: Princeton University Press, 1964); G. M. Jenkins e D. C. Watts, *Spectral Analysis and its Applications* (San Francisco: Holden-Day, 1968); e Nerlove, *op. cit.* Para aplicações recentes no Brasil, ver Contador, *Ciclos Econômicos ... op. cit.*, e "O Efeito Realimentador da Correção Monetária", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 7, n.º 3 (dezembro de 1977), pp. 663-680.

Gráfico 1
O ESPECTRO DA TAXA DE
INFLAÇÃO - PERÍODO 1955/76

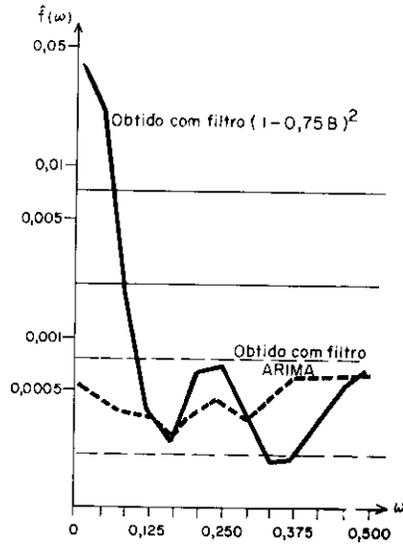


Gráfico 2
O ESPECTRO DA OFERTA DE
MOEDA - PERÍODO 1955/76

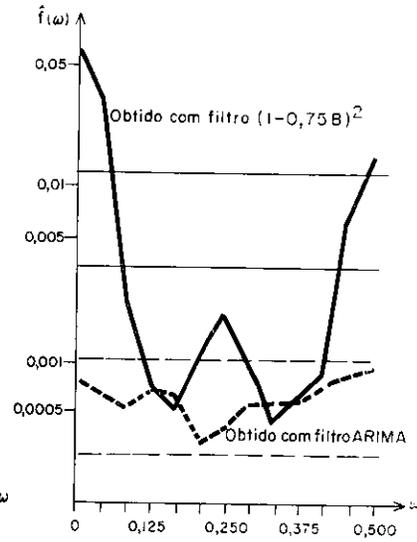
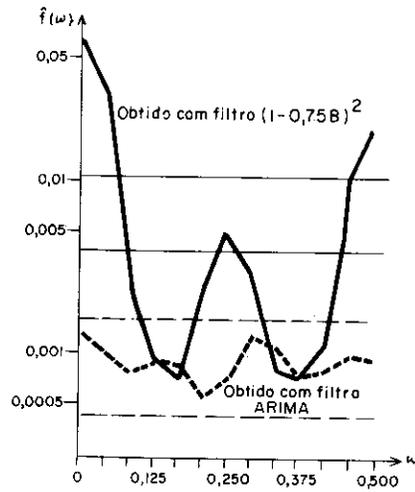


Gráfico 3
O ESPECTRO DA BASE MONETÁRIA -
PERÍODO 1955/76



puramente randômica. Como se sabe, séries aleatórias, livres de autocorrelação serial, têm espectro perfeitamente horizontal, ou oscilando numa faixa estreita. Com base nos resultados dos Gráficos 1, 2 e 3 não é possível rejeitar a hipótese de que os espectros das três séries filtradas com modelos ARIMA não sejam também horizontais.

Por outro lado, os espectros das séries filtradas com o modelo (1) estão identificados com a linha contínua e indicam a presença de componentes importantes nos extremos e no meio da freqüência, com valores estimados fora dos limites de significância de uma série *white noise* típica. Nerlove obteve espectros horizontais, aplicando o filtro (1) em dados previamente desestacionalizados. Em nosso caso, as séries não foram desestacionalizadas, mas, mesmo assim, era de se esperar que ocorressem picos na função espectral apenas na freqüência 0,25 (correspondente a quatro trimestres) e nos seus harmônicos. É provável que tenha ocorrido algum "vazamento" do poder espectral para as freqüências adjacentes à estacionalidade, mas, ainda assim, isto não justificaria o formato dos espectros obtidos.

No estudo de Cardoso,²⁸ "... todas as variáveis usadas nas regressões foram expressas em logaritmos naturais e pré-filtradas, utilizando-se o filtro $1 - 2\alpha L + \alpha^2 L^2$, onde $\alpha=0,75$, figurando L como o operador de retardo, isto é, todas as variáveis logarítmicas $x(t)$ foram substituídas por $x(t) - 1,5 x(t-1) + 0,5625 x(t-2)$ ".²⁹ Vale dizer, Cardoso utilizou exatamente o filtro rejeitado pelos testes de presença de correlação serial nos Gráficos 1, 2 e 3. Conseqüentemente, é de se esperar que as suas conclusões estejam viesadas devido à presença de autocorrelação serial não eliminada pelo filtro (1). Aliás, Feige e Pearce³⁰ apontam o mesmo tipo de engano cometido pelo próprio Sims no seu estudo pioneiro sobre exogeneidade de oferta de moeda nos EUA.

²⁸ O trecho seguinte segue a notação de Cardoso. O leitor atento não terá dificuldades em reconhecer L como o nosso operador de retardo B e $x(t-i)$ como $\text{Log } X_{t-i}$.

²⁹ Cardoso, *op. cit.*, p. 427.

³⁰ E. Feige e D. K. Pearce, "The Causality Relationship between Money and Income: A Time Series Approach", trabalho apresentado na Midwest Economic Conference (Chicago, 1974), mimeo.

Dadas as dificuldades ainda existentes na compreensão das vantagens da decomposição espectral, será interessante confirmar as conclusões acima com uma técnica temporal. A Tabela I reproduz os coeficientes de autocorrelação serial para as variáveis filtradas; alternativamente com os modelos ARIMA (6), (7) ou (8) e com o filtro (1). Os valores críticos de correlação correspondem a 0,21 para o nível de significância de 5% e a 0,27 para o de 1%. Assim, enquanto todas as estimativas de autocorrelação para qualquer ordem³¹ (até 12.^a ordem) das variáveis filtradas com os modelos ARIMA são estatisticamente nulas, as estimativas análogas com o filtro (1) são *todas elevadas e* significantemente diferentes de zero!

Portanto, não há dúvidas de que a adoção do filtro *ad hoc*, sem maiores exames prévios dos processos geradores das variáveis, produziu dependência serial. Definitivamente, esta é uma séria imperfeição do estudo de Cardoso, que compromete *a priori* as suas conclusões.

TABELA I

Autocorrelação serial de variáveis "filtradas" — período 1955/76

Ordem	Inflação		Moeda		Base Monetária	
	ARIMA ^a	(1-0,75 B) ²	ARIMA ^b	(1-0,75 B) ²	ARIMA ^c	(1-0,75 B) ²
1	-0,101	0,906 ^d	-0,037	0,629 ^d	-0,001	0,463 ^d
2	0,108	0,890 ^d	0,141	0,860 ^d	0,030	0,745 ^d
3	0,044	0,863 ^d	-0,020	0,603 ^d	0,100	0,454 ^d
4	0,039	0,874 ^d	-0,004	0,875 ^d	0,045	0,859 ^d
5	0,066	0,813 ^d	-0,054	0,571 ^d	-0,096	0,412 ^d
6	-0,028	0,771 ^d	0,111	0,765 ^d	0,140	0,667 ^d
7	-0,032	0,747 ^d	0,159	0,536 ^d	0,199	0,404 ^d
8	0,168	0,740 ^d	0,051	0,782 ^d	-0,057	0,763 ^d
9	0,169	0,708 ^d	-0,071	0,492 ^d	-0,001	0,352 ^d
10	-0,007	0,666 ^d	-0,033	0,664 ^d	0,018	0,588 ^d
11	-0,020	0,619 ^d	0,043	0,456 ^d	0,108	0,336 ^d
12	0,041	0,616 ^d	0,039	0,677 ^d	-0,011	0,666 ^d

^a Modelo ARIMA, descrito pela equação (6).

^b *Idem*, equação (7).

^c *Idem*, equação (8).

^d Coeficientes significantemente diferentes de zero ao nível de 5%.

³¹ Note-se que o teste qui-quadrado nos modelos (6), (7) e (8) havia fornecido esta mesma informação. A Tabela I procurou apenas ilustrar os detalhes da autocorrelação serial.

3.3 — O teste de Granger-Sims

Sims,³² ao examinar a causalidade entre moeda e renda nominal nos EUA, foi um dos pioneiros na aplicação empírica das idéias lançadas por Granger³³ para testar a existência da causalidade unidirecional num sistema com duas variáveis. Sims concluiu que a causalidade seria unidirecional, com a moeda determinando a renda nominal, enquanto a hipótese de causalidade no outro sentido era rejeitada. Aliás, a direção da causalidade entre as mesmas variáveis já havia sido examinada anteriormente, por Andersen,³⁴ mas sem o rigor estatístico necessário.

Outros autores, usando ainda a mesma técnica de Sims, mas selecionando o filtro com mais cuidado, chegaram a conclusões opostas para outros países. Williams, Goodhart e Gowland³⁵ examinaram a causalidade entre moeda e renda nominal na Inglaterra e concluíram que a causalidade era bidirecional, sugerindo que moeda e renda seriam variáveis determinadas simultaneamente.

Cardoso, conforme citamos antes, foi a autora do primeiro estudo conhecido sobre a causalidade entre moeda e renda nominal no Brasil. Sem desmerecer o pioneirismo do seu estudo, o emprego de filtros inadequados torna suspeitas suas conclusões. Para esclarecer a questão da causalidade entre a política monetária e a renda nominal é necessário repetir os testes empíricos.

Já vimos que o teste de Sims exige que a oferta de moeda ou a base monetária, previamente filtradas, sejam associadas à taxa de inflação, também filtrada. A idéia é verificar onde se concentram os coeficientes significantes numa regressão onde o valor presente de uma variável é explicado por um polinômio com valores futuros, presentes e passados da outra variável. A causalidade é unidirecional da política monetária para a inflação, se os coeficientes dos valores passados da taxa de inflação não influenciam significativamente a

³² Sims, *op. cit.*

³³ Granger, *op. cit.*

³⁴ Leonall C. Andersen, "Additional Empirical Evidence on the Reverse-Causation Argument", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 51 (agosto de 1969), pp. 19-23.

³⁵ Williams, Goodhart e Gowland, *op. cit.*

política monetária atual e se os valores futuros da política monetária não afetam significativamente a taxa corrente de inflação. Caso contrário, a causalidade é da taxa de inflação para a política monetária. A presença simultânea de valores passados e futuros significativamente diferentes de zero é uma indicação de *feedback* entre a política monetária e a inflação. Finalmente, se a correlação é significativa apenas entre os valores correntes das duas variáveis, a causalidade é dita instantânea e a sua direção é indeterminada.

As Tabelas 2 e 3 reproduzem os detalhes das regressões com polinômios em valores futuros e passados. Os polinômios compreendem quatro trimestres com valores futuros e sete trimestres com valores passados. Não foi imposta nenhuma condição quanto ao grau, nem restrição quanto aos valores extremos dos polinômios. Foram utilizados dois filtros alternativos. Um com os modelos ARIMA descritos em (6), (7) e (8) e outro com o formato *ad hoc* sugerido por Sims. Como neste último caso as variáveis não sofreram nenhum processo prévio de desestacionalização, foram incluídas três variáveis *dummy*, não reproduzidas nas tabelas.

A Tabela 2 mostra os resultados do teste da causalidade entre oferta de moeda M_t e inflação. As quatro primeiras colunas retratam regressões da taxa de inflação em função dos movimentos na oferta de moeda. A existência de coeficientes significantes e com valores aproximados para os movimentos futuros e passados sugere que a causalidade bidirecional é a hipótese mais plausível. As regressões com filtros ARIMA não acusam nenhuma causalidade instantânea, enquanto aquelas com a filtragem *ad hoc* mostram um coeficiente significativamente diferente de zero. É interessante também observar que as regressões com filtro $(1-0,75 B)^2$ apresentam coeficientes de determinação múltipla extremamente elevados, em comparação com as regressões com o filtro ARIMA. Com exceção dos experimentos nas duas últimas colunas, não há maiores evidências de dependência serial de primeira ordem nos resíduos das regressões, embora as séries filtradas com $(1-0,75 B)^2$ apresentassem forte autocorrelação serial, conforme vimos na seção anterior. O coeficiente de Durbin-Watson, bem superior a dois, indica a pre-

TABELA 2

A causalidade entre a inflação e o crescimento da oferta de moeda — período 1955/76

Retardos	Preços em Função da Moeda			Moeda em Função dos Preços				
	Filtro (1)	ARIMA (2)	Filtro (3)	Filtro (4)	Filtro (5)	ARIMA (6)	Filtro (7)	(1-0,75B) ² (8)
+4.....	0,208 ^a		0,370 ^a		0,007		0,124	
+3.....	0,117		0,170		0,382 ^a		0,262	
+2.....	-0,071		-0,014		0,113		0,060	
+1.....	0,004		0,040		0,102		0,108	
0.....	0,047	0,038	0,106	0,223 ^a	-0,063	0,036	-0,015	0,082
-1.....	0,049	0,030	0,113	0,170	0,009	0,046	0,109	0,057
-2.....	-0,022	-0,008	-0,040	0,041	0,005	0,032	0,020	0,100
-3.....	0,153	0,202 ^a	0,070	0,192 ^a	0,252	0,230	0,230	0,310
-4.....	0,055	0,083	-0,006	0,112	0,37 ^a	0,322 ^a	0,507 ^a	0,546 ^a
-5.....	0,288 ^a	0,251 ^a	0,237 ^a	0,253 ^a	0,065	0,127	-0,028	-0,030
-6.....	0,055	-0,077	-0,018	0,010	0,017	0,101	0,133	0,209
-7.....	-0,100	0,072	-0,198 ^a	0,177	0,206 ^a	-0,256	-0,090	-0,107
Soma dos Efeitos Futuros.....	0,249 (0,17)		0,566 ^a (0,21)		0,606 ^a (0,29)		0,554 (0,35)	
Soma dos Efeitos Passados.....	0,414 (0,23)	0,446 (0,23)	0,265 (0,03)	0,805 ^a (0,03)	0,224 (0,36)	0,474 (0,36)	0,648 (0,33)	1,167 ^a (0,05)
R ²	0,276	0,197	0,935	0,918	0,254	0,152	0,923	0,919
F.....	1,88	1,93	54,18	61,09	1,67	1,42	44,80	61,75
D. W.	2,35	2,20	2,03	1,99	2,21	2,10	2,75	2,60

^a Parâmetros significativamente diferentes de zero ao nível de 5%. Os valores entre parênteses abaixo da soma dos efeitos futuros e passados correspondem ao erro-padrão da estimativa.

As colunas (1), (3), (5) e (7) mostram os efeitos distribuídos, compreendendo o passado até sete trimestres e o futuro até quatro trimestres. As colunas (2), (4), (6) e (8) mostram os efeitos distribuídos do passado.

TABELA 3

A causalidade entre a inflação e o crescimento da base monetária — período 1955/76

Retardos	Preços em Função da Base			Base em Função dos Preços				
	Filtro (1)	ARIMA (2)	Filtro (3)	(1-0,75B) ^a (4)	Filtro (5)	ARIMA (6)	Filtro (7)	(1-0,75B) ^a (8)
+4.....	0,037	—	0,184 ^a	—	-0,119	—	0,073	—
+3.....	-0,005	—	0,073	—	0,455 ^a	—	0,079	—
+2.....	0,009	—	0,050	—	0,290	—	0,255	—
+1.....	-0,013	—	0,013	—	0,025	—	0,062	—
0.....	0,137	0,130	0,194 ^a	0,287 ^a	0,189	0,223	0,363	0,417
-1.....	-0,028	-0,032	0,118	0,149 ^a	-0,041	0,019	-0,159	-0,072
-2.....	0,036	0,042	0,041	0,106	0,084	0,130	0,169	0,315
-3.....	0,193 ^a	0,199 ^a	0,112	0,165 ^a	0,054	0,021	0,067	0,152
-4.....	0,014	0,013	0,031	0,072	0,225	0,163	0,492 ^a	0,491 ^a
-5.....	0,187 ^a	0,186 ^a	0,232 ^a	0,259 ^a	0,047	0,100	-0,223	-0,210
-6.....	-0,060	-0,065	-0,020	0,030	-0,083	0,050	0,144	0,145
-7.....	0,076	-0,071	-0,173 ^a	-0,181 ^a	-0,238	-0,174	-0,128	-0,085
Soma dos Efeitos Futuros.....	0,028 (0,15)	—	0,320 (0,19)	—	0,651 (0,36)	—	0,469 (0,43)	—
Soma dos Efeitos Passados.....	0,402 ^a (0,19)	0,410 ^a (0,18)	0,536 ^a (0,18)	0,849 ^a (0,03)	0,238 (0,45)	0,533 (0,45)	0,715 (0,41)	1,155 ^a (0,06)
R ²	0,227	0,224	0,944	0,938	0,193	0,069	0,896	0,893
F.....	1,45	2,27	63,88	82,35	1,18	0,58	32,09	45,43
D. W.	2,11	2,11	2,27	2,28	1,94	1,91	2,90	2,83

^a Veja anotações na Tabela 2.

sença de correlação serial negativa, provavelmente resultado da "filtragem excessiva".³⁶

Em resumo, as evidências na Tabela 2 sugerem que a causalidade é bidirecional entre a taxa de inflação e a oferta de moeda. Resta então examinar a causalidade entre a inflação e a base monetária.

A Tabela 3 apresenta as regressões entre a base monetária e a taxa de inflação. As estimativas com os filtros ARIMA mostram que apenas os valores passados da base monetária afetam significativamente a taxa de inflação e que, por outro lado, apenas os valores futuros da base monetária exercem influência significativa sobre a taxa de inflação. Este resultado é uma conclusão importante para a política monetária porque sugere que a causalidade flui apenas da base monetária para os preços. Logo, a base monetária é mais recomendada como indicador da política do que o conceito de Meios de Pagamento.

Por sua vez, as regressões com as séries obtidas com o filtro $(1-0,75 B)^2$ já não mostram o mesmo tipo de evidência. Segundo a Tabela 3, a causalidade seria da base monetária para a taxa de inflação, mas com *feedback* importante da inflação para a base. Uma vez que a validade da técnica de Sims depende da inexistência de autocorrelação serial nas séries filtradas, as conclusões com o filtro $(1-0,75 B)^2$ devem ser rejeitadas em favor da evidência de que a base monetária é exógena aos preços no Brasil no período examinado. Novamente aparecem evidências de forte correlação serial negativa nas regressões nas duas últimas colunas.

Portanto, as nossas conclusões com o teste de Sims confirmam apenas parcialmente as de Cardoso. Agora já não é possível afirmar tão enfaticamente que a política monetária tenha sido passiva no período 1955/76. Se a política monetária for identificada apenas pelos movimentos no conceito de Meios de Pagamento, então as nossas conclusões não diferem radicalmente das de Cardoso. Porém, se a política for executada via Base Monetária, não é possível rejeitar a sua exogeneidade.

Se o multiplicador de Meios de Pagamento fosse uma constante, a oferta de moeda seria um mero múltiplo da base, e a direção da

³⁶ Este fato foi corretamente observado por Cardoso, *op. cit.*, p. 428, nota, mas inexplicavelmente ignorado.

causalidade teria que ser necessariamente a mesma para as duas variáveis. Porém, o multiplicador flutua, e é provável que o *feedback* entre inflação e moeda ocorra através de movimentos induzidos no multiplicador. Logo, para aceitarmos a exogeneidade da política monetária, não basta observar que as flutuações na moeda são explicadas principalmente pelas flutuações na base monetária, como fez Pastore, mas também testar o tipo de interdependência existente entre a base e o multiplicador.

3.4 — A metodologia de Haugh

Haugh³⁷ desenvolveu um teste baseado nas correlações cruzadas entre as “inovações” de duas variáveis, e o seu método fornece respostas mais diretas sobre a questão da causalidade entre duas variáveis. Sejam as séries de resíduos x e y , com distribuição normal e independência serial, dos processos estocásticos de X e Y , e seja $\rho(k)$ a correlação cruzada entre x_t e y_{t+k} . Se $\rho(k) \neq 0$ ³⁸ para $k > 0$, então diz-se que X “causa” Y . Analogamente, se $\rho(k) \neq 0$ para $k < 0$, então Y “causa” X . Finalmente, se existem correlações significantes para ambos $k < 0$ e $k > 0$, a causalidade é dita bidirecional. Quando $\rho(k)$ não difere significativamente de zero para qualquer k , as variáveis são ditas independentes. No caso em que apenas $\rho(0) \neq 0$, a causalidade é instantânea e sua direção indeterminada.

As estimativas dos coeficientes de correlação cruzada têm aproximadamente média nula e desvio-padrão $1/\sqrt{N}$, onde N é o tamanho da amostra. Para testar a significância das correlações estimadas pode-se então usar a distribuição de Student. A existência de um número razoável de correlações significativamente diferentes de zero não rejeita a dependência entre as variáveis, e a direção da causalidade é identificada pela presença de correlações significantes nos valores passados, correntes ou futuros.

³⁷ Haugh, *op. cit.*, e também Pierce e Haugh, *op. cit.*

³⁸ Por $\rho(k) \neq 0$ leia-se significativamente diferente de zero. Na prática, as estimativas das correlações não são nulas, e o teste deve atentar para a significância estatística de $\hat{\rho}(k)$ a um determinado nível.

Os Gráficos 4 e 5 e a Tabela 4 mostram os detalhes do teste. O teste com o critério de Haugh, aplicado em variáveis filtradas com a expressão (1), mostra correlações elevadas, *todas* significantes para k entre -12 e $+12$. Este resultado seria uma decorrência natural do emprego de um filtro inapropriado, e não há necessidade de reproduzir os detalhes adicionais do teste com o filtro (1).

A Tabela 4 apresenta apenas as estimativas do correlograma cruzado entre a inflação e a base monetária e a oferta de moeda, com as variáveis transformadas através dos filtros ARIMA. Correlações significantes e positivas são encontradas para $k < 0$, o que indica que a política monetária "causa" a inflação. A correlação significativa para $k = 12$ poderia ser uma evidência de causalidade fluindo da inflação para a política monetária, mas o seu sinal negativo é inesperado e torna a significância estatística sem maiores implicações econômicas. É interessante notar que, com o teste de Haugh, a exogeneidade da política monetária é confirmada com ambos os indicadores. Este resultado difere das conclusões com o teste de Sims, onde apenas a base monetária havia sido apontada como exógena. Os novos resultados, com o teste de Haugh, permitem concluir que a causalidade fluindo da inflação para a oferta da moeda seria menos importante do que aquela no sentido oposto, ou seja, o excesso de oferta de moeda causa o crescimento nos preços, mas também sofre de algum *feedback*.

TABELA 4

Correlações cruzadas entre a inflação e a política monetária

Inflação "Causa" Política Monetária			Política Monetária "Causa" Inflação		
k	Moeda	Base	k	Moeda	Base
+12	-0,276 ^a	-0,404 ^a	0	0,026	0,161
+11	-0,022	0,008	-1	0,052	-0,023
+10	-0,092	-0,094	-2	0,014	0,069
+9	-0,095	-0,032	-3	0,285 ^a	0,325 ^a
+8	0,032	0,026	-4	0,040	-0,037
+7	-0,139	-0,107	-5	0,305 ^a	0,232 ^a
+6	0,124	0,086	-6	-0,079	0,010
+5	0,113	0,045	-7	-0,057	-0,057
+4	0,167	0,080	-8	0,039	0,126
+3	0,158	0,005	-9	0,246 ^a	0,269 ^a
+2	-0,020	0,066	-10	-0,049	0,041
+1	-0,005	0,007	-11	0,160	0,059

^a Os valores mostram as correlações significativamente diferentes de zero ao nível de 5%.

Gráfico 4
CORRELAÇÕES CRUZADAS ENTRE PREÇOS E
OFERTA DE MOEDA

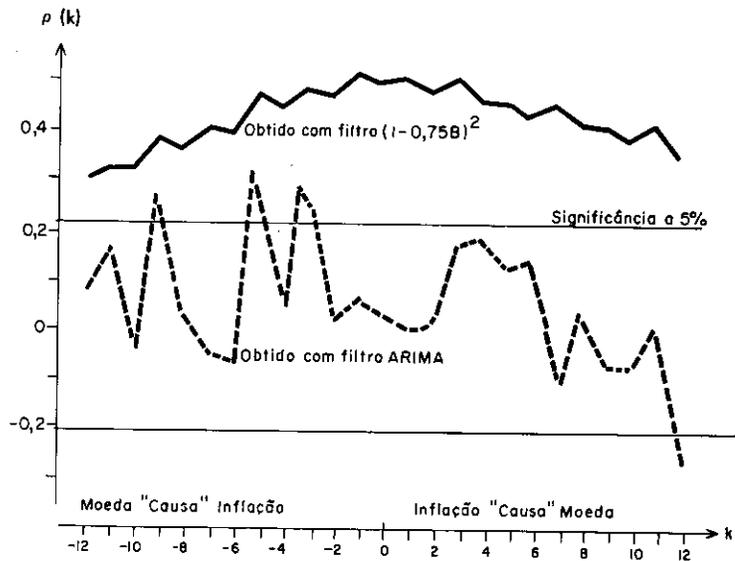
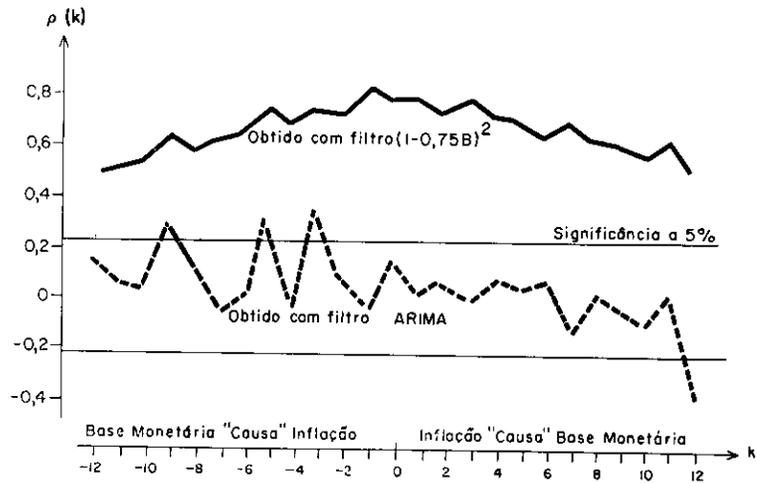


Gráfico 5
CORRELAÇÕES CRUZADAS ENTRE PREÇOS E
BASE MONETÁRIA



4 — Conclusões

Para que a política monetária possa ser considerada exógena no Brasil, é provável que o indicador convencional de Meios de Pagamento tenha que ser substituído por um conceito mais adequado. Para o período examinado, a Base Monetária demonstrou ser um indicador mais adequado para a política monetária. Os resultados empíricos para o período 1955/76 foram também bastante claros em apontar uma causalidade com *feedback* entre a oferta de moeda e os preços e, por outro lado, uma causalidade unidirecional fluindo da base monetária para os preços. Foi amplamente demonstrada a importância da escolha de filtros específicos a cada série econômica, e muitas conclusões de trabalhos anteriores resultaram da falta de maiores cuidados em testar previamente a autocorrelação serial das variáveis envolvidas.

Apesar de satisfatório sob o ponto de vista analítico, o nosso exame da exogeneidade da política monetária deve ser considerado incompleto e parcial. Em primeiro lugar, é provável que em certas ocasiões, ao longo das duas décadas examinadas, a condução da política monetária tenha sido subordinada ao crescimento observado nos preços. Em segundo lugar, só foi possível analisar a causalidade da política monetária em relação à taxa de inflação. Evidentemente, respostas mais definitivas sobre a exogeneidade ou endogeneidade da política monetária exigiriam testes mais amplos, compreendendo não só os movimentos nos preços, mas também na renda real e em outros fatores conjunturais. Em terceiro lugar, a direção da causalidade foi identificada pela antecedência de uma variável em relação à outra, segundo o raciocínio *post hoc ergo propter hoc*. Porém, é sabido que antecedência nos movimentos nem sempre implica causalidade, mesmo na direção indicada. A causalidade entre política monetária e preços é um fato inconteste, aceito com base em abundantes evidências empíricas, mas ainda assim existe dúvida se o retardo dos preços em relação à política monetária não é um mero reflexo da reação antecipada dos preços às mudanças na base monetária. Esta hipótese é improvável devido às informações imperfeitas e aos custos envolvidos em processos mais eficientes de previsão do comportamento dos preços no futuro.

De qualquer forma, o resultado de que a oferta de moeda seria endógena no Brasil era uma conclusão já esperada. Apesar das controvérsias, é certo que o combate à inflação no Brasil tem-se caracterizado pelo gradualismo, pois por definição o gradualismo na política monetária implica dosar a expansão da oferta de moeda de acordo com os resultados obtidos na diminuição do crescimento dos preços, a fim de evitar ou amortecer os efeitos reais. Logo, é natural que nestas condições a expansão na oferta de moeda seja dependente da inflação observada ou, mais precisamente, da diferença entre a inflação observada e aquela considerada como meta.

Outras vezes, o Governo adota uma determinada meta de crescimento econômico, e a política monetária é ajustada passivamente a este objetivo. Nestas ocasiões, o nível desejado de atividade é exógeno e a oferta de moeda ou o outro instrumento monetário empregado é endógeno.

Mas em qualquer um dos casos acima a direção da causalidade entre a política monetária e a renda real e/ou preços é uma questão irrelevante. Mais importante é discutir o que teria acontecido se a política monetária fosse efetivamente exógena e tivesse seguido um curso diferente do observado. Ainda que as evidências empíricas tivessem apontado uma política monetária meramente passiva — o que não foi o nosso caso — isto não significa que a demanda agregada e a taxa de inflação independem da política monetária. Pelo contrário, as conclusões mais sensatas seriam de que, exatamente pelo fato de a política monetária ser atuante e com efeitos rápidos e não perfeitamente conhecidos, por precaução as autoridades monetárias preferem adotar um comportamento passivo.

Finalmente, uma implicação secundária do nosso teste diz respeito aos modelos monetaristas que procuram explicar a taxa de inflação. Nesses estudos, é comum exprimi-la em função de um polinômio em valores retardados da oferta de moeda e outras variáveis. Se acreditamos que existe alguma causalidade fluindo da taxa de inflação para os Meios de Pagamento, tal especificação é inadequada e fornece conclusões destituídas de validade. Neste caso, resta ainda a alternativa de explicar a taxa de inflação pelas mudanças na base monetária e em outras variáveis exógenas.