

# Agregação monetária ponderada: uma análise de causalidade\*

José Angelo Costa A. Divino<sup>§</sup>

## RESUMO

Este estudo investiga a causalidade entre a moeda e as variáveis taxa de inflação e nível de renda no período que se estende de 1980 até a edição do Plano Real, época em que o País vivenciou uma profunda instabilidade econômica. Utilizou-se como conceito de moeda os agregados monetários ponderados pelo índice de Divisia e obtidos da soma simples de ativos. Realizou-se o teste de causalidade para variáveis cointegradas, conforme proposto por Engle e Granger (1987). Os resultados indicam que a causalidade corre bidirecionalmente da moeda, em suas várias definições, tanto para a inflação como para o nível de renda. Isto se explica pela passividade que caracterizou a política monetária no período. Na relação entre moeda e nível geral de preços, a causalidade mais significativa estatisticamente ocorreu no sentido preços-moeda e foi evidenciada quando a moeda foi amplamente definida.

**Palavras chave:** política monetária, índice de Divisia, cointegração, causalidade.

## ABSTRACT

This paper investigates causality among money and the variables inflation rate and level of income in the period that spans from 1980 until the Real Plan edition, when Brazilian economy faced a great economic instability. It was used, as money concept, monetary aggregates weighted by the Divisia index as well as obtained by simple sum of assets. It was accomplished the causality test for cointegrated variables proposed by Engle and Granger (1987). The results indicate that the causality runs simultaneously from money, in its several definitions, to inflation and to level of income. This can be explained by the passivity that characterized the monetary policy during the period. In the relationship between money and price level, the statistically more significant result was observed in the causality prices-money and it was evidenced when money was widely defined.

**Key words:** monetary policy, Divisia index, cointegration, causality.

**JEL classification:** C32, C43, E51.

---

\* O autor agradece a Fernando de Holanda Barbosa, Joaquim Pinto de Andrade, Francisco Galvão Carneiro e aos participantes do XXVI Encontro da ANPEC pelos comentários e à CAPES pelo apoio financeiro. Qualquer erro cometido é de sua inteira responsabilidade.

§ Professor dos cursos de Ciências Econômicas e Mestrado em Economia de Empresas da Universidade Católica de Brasília. E-mail: jangelo@pos.ucb.br

## 1 Introdução

A questão da causalidade entre a moeda e as variáveis nível de renda e preços é um tema recorrente na análise econômica, com importantes implicações tanto para a teoria como para a política econômica. (Friedman e Kuttner, 1992; Geweke, 1986; Sims, 1972; Stock e Watson, 1989; Friedman e Kuttner, 1993, entre outros) Em um ambiente de instabilidade, como o que marcou a economia brasileira ao longo dos anos 80 e início dos 90, suas dimensões se amplificam. Diante da incerteza, provocada por uma inflação ascendente e inglórios planos de estabilização, os agentes econômicos procuravam formas alternativas de aplicações financeiras e eram muito bem recebidos por um sistema financeiro dinâmico que, em meio a sucessivas inovações, adaptava-se excepcionalmente à conjuntura de instabilidade que o País enfrentava, criando substitutos muito próximos à moeda quanto ao grau de liquidez e que ofereciam retornos positivos a seus detentores. Isto acarretou sensíveis modificações no conceito de moeda, com vários ativos anteriormente considerados quase-moeda passando a ter liquidez absoluta.

Surge, então, uma crescente insatisfação com o uso dos agregados monetários tradicionais como indicadores de liquidez da economia. Ao somarem ativos financeiros heterogêneos, estes agregados mostram-se deficientes na mensuração dos serviços monetários pois tais ativos possuem distintos graus de liquidez. Implicitamente, admitem perfeita substitutibilidade entre os diversos ativos, o que é incorreto. Entretanto, esta deficiência pode ser superada com a utilização da agregação monetária ponderada, feita pelo índice de Divisia, que considera as diferenças de liquidez entre os ativos financeiros na composição do respectivo agregado. Cada ativo é ponderado por seu custo de oportunidade, sendo atribuídos maiores pesos aos ativos de maior liquidez.

Belongia (1996) mostra que muitas das questões que marcaram o debate monetário nos anos 80 teriam sido resolvidas substituindo-se os agregados monetários de soma simples pelos agregados de Divisia. No caso da economia brasileira, Rossi e Silva (1991b), Rossi (1993) e Divino (1999) mostram que os agregados monetários de soma simples revelam-se deficientes para mensurar o fluxo dos serviços monetários na economia. O índice de Divisia, por outro lado, apresenta uma mensuração superior desses fluxos, uma vez que pondera de modo adequado os ativos financeiros na composição dos respectivos agregados monetários. Desse modo, os agregados monetários calculados pelo índice de Divisia deveriam ser utilizados na mensuração da liquidez na economia.

A política monetária no período, por sua vez, caracterizou-se pela passividade. Na realidade, não se conhecia o sentido da precedência temporal no ciclo vicioso moeda-inflação

que se instaurou na economia. Mesmo com relação ao nível de renda, essa precedência não era clara. Nesse particular, Triches (1992) encontrou resultados ambíguos, com a causalidade correndo da moeda restritamente definida para a renda, mas que se inverte quando essa definição é ampliada, considerando os agregados obtidos da soma simples de ativos financeiros.

Estruturou-se, assim, este estudo com o objetivo de analisar a causalidade entre a moeda e as variáveis taxa de inflação e nível de renda. Para tanto, utiliza-se como conceito de moeda os agregados monetários ponderados pelo índice de Divisia e obtidos da soma simples de ativos. Busca-se identificar a ordem de integração das variáveis, atentando-se para a estimação de um vetor de cointegração que possa ser usado na realização do teste de causalidade proposto por Engle e Granger (1987).

O trabalho está organizado conforme se segue. A próxima seção discute os procedimentos metodológicos envolvidos na agregação monetária com o índice de Divisia e compara estes agregados com aqueles derivados da soma simples de ativos. As séries de tempo utilizadas são analisadas na terceira seção, que trata dos testes de raiz unitária e de cointegração. A quarta seção, por sua vez, apresenta a análise de causalidade entre as variáveis monetárias. Por fim, a quinta seção aponta as conclusões do estudo.

## **2 O índice de Divisia**

A origem da dificuldade na teoria monetária, segundo Barnett (1980), está em precisar o conceito de moeda para fins de política monetária. Tal situação, revelada também por Simonsen e Cysne (1995), dá-se quando as autoridades monetárias estipulam o coeficiente dos encaixes compulsórios, mas não conseguem determinar o percentual de papel-moeda em poder do público, ou seja, quanto os agentes econômicos manterão sob a forma de encaixes e de depósitos a vista. O problema pode se tornar mais complexo quando não se consegue definir a substitutibilidade entre os diversos ativos que compõem os agregados monetários. Assim, a imprecisão das análises empíricas deriva da própria indefinição acerca do que é moeda.

A solução para a questão da substitutibilidade dos ativos surgiu no final da década de 70 e se difundiu na teoria monetária com os trabalhos de Diewert (1976), Barnett (1980, 1982 e 1984) e Barnett, Offenbacher e Spindt (1984). A relevância da agregação ponderada pode ser buscada na questão levantada por Barnett (1982) sobre o que aconteceria com a política monetária se os ativos públicos fossem monetizados. Supondo-se que a oferta monetária fosse

medida pelo agregado mais abrangente - o M4 -, que é dado pela soma simples de vários ativos distintos, incluindo títulos da dívida pública de curto e médio prazo, concluem que o valor de M1 seria modificado, mas o valor de M4 não seria, já que o público teria simplesmente trocado títulos do governo por moeda. Admitindo-se que a política monetária, em contextos inflacionários crônicos, baseia-se no conceito de M4 como variável-chave para o controle monetário, nada poderia ser concluído acerca da monetização.

A utilização do índice de Divisia para a constituição dos agregados monetários permite eliminar o problema da perfeita substitutibilidade entre os ativos financeiros heterogêneos admitida pela agregação monetária feita por meio da soma simples.

Conforme define Rossi (1993), uma vez que os diferentes ativos possuem liquidez distintas, a correta agregação monetária exige que os vários ativos tenham também distintos pesos. O índice de Divisia procura suprir essa exigência considerando que os pesos são dados pelas frações de dispêndio e não simplesmente pelas frações das quantidades de encaixe monetário de cada ativo, como se observa no critério utilizado pela soma simples de ativos. Isto pode ser constatado na equação do índice, apresentada a seguir.<sup>1</sup>

$$Q_t^d = Q_{t-1}^d \prod_i (m_{i,t} / m_{i,t-1})^{(s_{i,t} + s_{i,t-1})/2} \quad (2.1)$$

onde:

$$s_{i,t} = P_{i,t} m_{i,t} / \sum_{k=1}^n P_{k,t} m_{k,t}$$

em forma logarítmica, a expressão (2.1) torna-se:

$$\ln Q_t^d - \ln Q_{t-1}^d = \sum_{i=1}^n s_{i,t}^* (\ln m_{i,t} - \ln m_{i,t-1}) \quad (2.2)$$

onde:

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

$m_{i,t}$  = quantidade (estoque) do ativo financeiro  $i$  no período  $t$ ;

$P_{i,t}$  = preço ou custo de oportunidade do ativo financeiro  $i$  no período  $t$ .

1 A metodologia aqui exposta para o cálculo do índice de Divisia segue de perto aquela apresentada por Rossi e Silva (1991a) e Rossi (1993).

Da equação (2.2), observa-se diretamente que a taxa de variação (diferença logarítmica) do agregado indicado por  $Q$  é uma média ponderada, onde os pesos são as frações representadas pelos dispêndios, em cada componente da taxa de variação dos componentes que formam o agregado.

Surge, então, a questão de como definir o preço do ativo financeiro ( $P_{i,t}$ ) que aparece na fórmula do índice. O tratamento que se deve dar ao ativo financeiro, conforme define Donavan (1978) e Barnett (1980), é semelhante ao que se aplica a um bem durável. Estabelecem, nesse sentido, que há que se imputar um preço ao fluxo dos serviços produzidos pelo bem (ou ativo) durante o período de sua utilização. Isto se faz mediante do cálculo de seu custo de oportunidade.

O preço dos serviços monetários produzidos por um ativo que paga juros e está sujeito a variação de preços pode ser definido pela seguinte relação:

$$P_{i,t} = \bar{P}_t - \frac{(1 + r_{i,t}) \bar{P}_t}{1 + R_t}$$

$$= \frac{\bar{P}_t (R_t - r_{i,t})}{1 + R_t} \quad (2.3)$$

na qual  $r_{it}$  é a taxa de juros nominal paga pelo ativo  $i$  (que é zero no caso desse ativo ser a moeda),  $R_t$  é a taxa máxima de juros da economia e  $\bar{P}_t$  é um índice geral de preços ao consumidor.

Observa-se que, no cálculo do índice de Divisia, na fórmula (2.3) o componente referente aos pesos utilizados reduz-se para  $(R_t - r_{it})$ , já que o fator  $\bar{P}_t/(1+R_t)$ , que aparece tanto no numerador como no denominador das ponderações, pode ser cancelado. Verifica-se também que, na realidade, a diferença  $(R_t - r_{it})$  na fórmula do custo de oportunidade em (2.3) é a rentabilidade que se deixa de ganhar ou o custo de oportunidade que se incorre por reter o ativo financeiro  $i$  durante um período. Caso esse ativo não fosse retido, poder-se-ia aplicá-lo à maior taxa de juros disponível no mercado.

A maior dificuldade no cálculo do custo de oportunidade de um ativo é a escolha da maior taxa de juros disponível na economia ( $R_t$ ). O critério aqui utilizado baseou-se naquele sugerido

por Rossi (1993), o qual corresponde a duas etapas. Primeiramente toma-se o valor máximo entre as taxas dos vários ativos que compõem o agregado monetário, multiplicando-o, em seguida, pelo fator 1,05 para que o custo de oportunidade de cada ativo seja positivo. Segundo, escolhe-se o maior valor entre o selecionado pelo critério anterior e os valores referentes à taxa de variação, respectivamente, dos índices das Bolsas de Valores do Rio de Janeiro (IBVR) e de São Paulo (Ibovespa) e da taxa de câmbio no mercado paralelo. O maior valor dentre os obtidos em cada uma dessas etapas define a maior taxa de retorno da economia.

Os ativos financeiros, e suas respectivas rentabilidades, utilizados no cálculo do índice de Divisia são apresentados a seguir.

$m_{1t}$  = Constituído pela soma do papel-moeda em poder do público e dos depósitos a vista nos bancos comerciais e caixas econômicas. É uma variável supostamente homogênea, podendo estes ativos serem considerados substitutos perfeitos ou quase-perfeitos.

$r_1$  = Taxa de rentabilidade do ativo  $m_{1t}$ , que é igual a zero por definição.

$m_{2t}$  = Títulos federais em poder do público. Englobam OTN/BTN monetário e cambial, LBC/LFT e LTN de vários prazos. Trata-se de uma variável bastante heterogênea tanto no que se refere ao prazo de resgate como à taxa de remuneração dos ativos.

$r_2$  = Taxa de rentabilidade do ativo  $m_{2t}$ , representada pela taxa média de financiamento do *overnight* lastreado em títulos federais, líquida de imposto de renda.

$m_{3t}$  = Depósitos em cadernetas de poupança. Figura como uma variável com considerável grau de homogeneidade.

$r_3$  = Taxa de rentabilidade do ativo  $m_{3t}$ , que corresponde à taxa de remuneração da caderneta de poupança, considerada livre de imposto de renda no período.

$m_{4t}$  = Títulos privados. Compostos pelos depósitos a prazo, incluindo-se os certificados de depósitos bancários (CDB) e os recibos de depósitos bancários (RDB) pré e pós-fixados de diversos prazos, pelas letras de câmbio e pelas letras hipotecárias, que até janeiro de 89 eram consideradas letras imobiliárias e a partir de fevereiro de 89 somente letras hipotecárias. É uma variável que também apresenta elevado grau de heterogeneidade.

$r_4$  = Taxa de rentabilidade do ativo  $m_{4t}$ . Representada pela taxa de remuneração mensal dos CDB pré-fixados, líquidas do imposto de renda. Para o período de agosto de 82 a janeiro

de 84, em que estes foram obrigatoriamente pós-fixados, utilizou-se a remuneração das letras de câmbio (LC) que são títulos prefixados.

A série histórica das variáveis  $r_2$ ,  $r_3$ ,  $r_4$  e  $R_t$  utilizadas no cálculo do Divisia para os agregados M1, M2, M3 e M4 foi obtida, no período de janeiro de 1980 a dezembro de 1993, em Rossi e Silva (1991a) - anexo estatístico - e no IPEA/RJ. Para o restante do período, de janeiro a junho de 1994, as observações foram coletadas na revista *Retrospectiva Andima* do referido ano. Quanto aos ativos financeiros  $m_{1t}$ ,  $m_{2t}$ ,  $m_{3t}$  e  $m_{4t}$  as observações provieram de vários números do boletim mensal do Banco Central do Brasil. Os valores nominais foram deflacionados pelo IGP-DI.

As Figuras 2.1 a 2.4, apresentadas a seguir, mostram os agregados monetários M1, M2, M3 e M4 medidos pelo índice de Divisia e pela soma simples de ativos. Vale lembrar que, para o agregado M1, ambos os métodos produzem resultados idênticos, já que os ativos que o compõem não possuem remuneração e, portanto, entram como fator de ponderação unitário nas duas formas de agregação.

É notória, das Figuras 2.1 a 2.4, a queda de liquidez ocorrida no período. Esta, porém, foi maior quando medida pelo conceito mais restrito de moeda, o M1, como revela a Figura 2.1. Esse comportamento distancia a moeda restrita do nível geral de preços da economia, que seguiu uma trajetória ascendente.

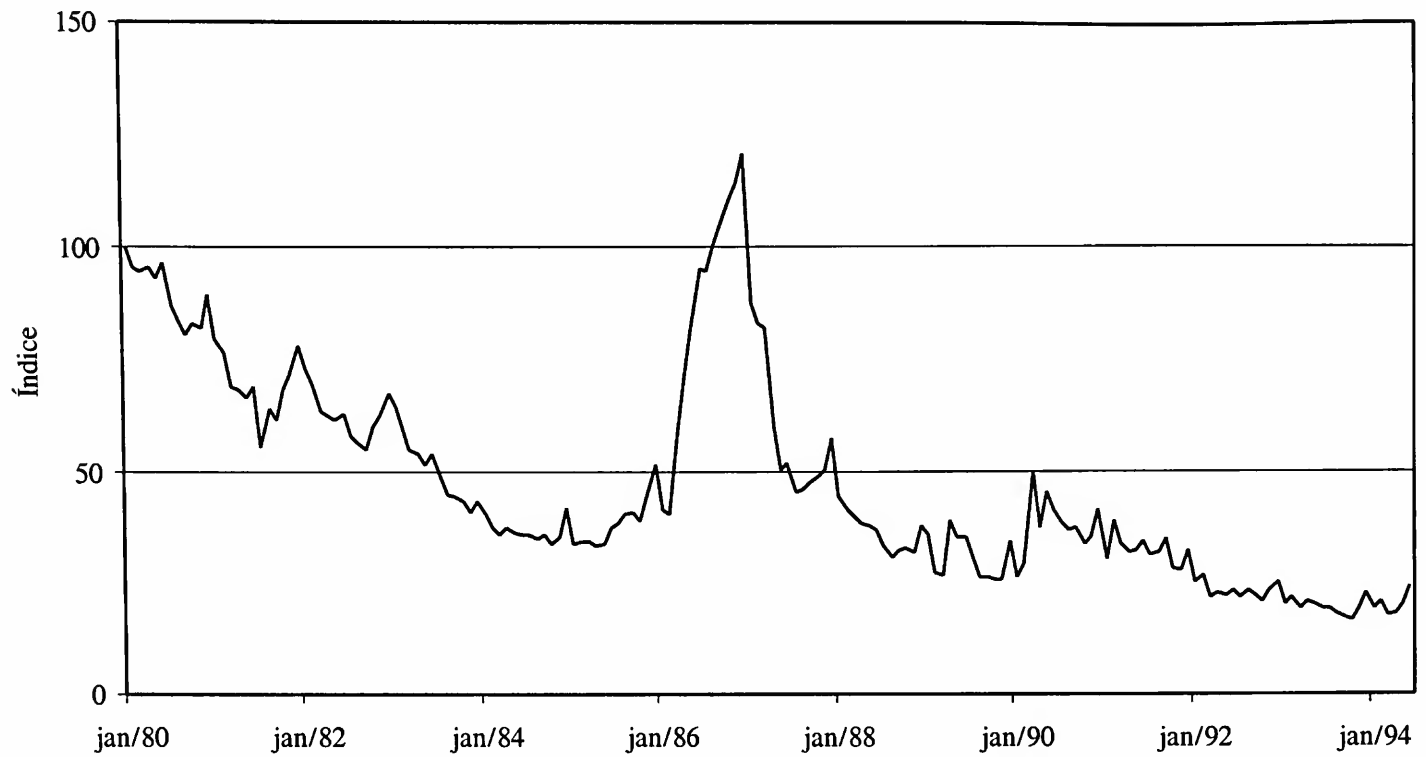
Nas Figuras 2.2 a 2.4 evidencia-se o comportamento mais estável dos agregados de Divisia relativamente aos de soma simples. Especificamente, no episódio do Plano Collor I (março de 1990), quando houve o confisco dos ativos financeiros, a queda de liquidez na economia foi bem menor na mensuração feita pela agregação ponderada. Por outro lado, no período que entremeia a falência do Plano Cruzado (fins de 1986) e a edição do Plano Collor I (março de 1990), marcado pela implantação e malogro de sucessivos planos de estabilização,<sup>2</sup> a liquidez se manteve estável na medida dos agregados de Divisia e aumentou na dos agregados de soma simples.

Esse fato ilustra bem a deficiência da agregação monetária feita pela simples soma de ativos financeiros heterogêneos. Nesse período, alguns ativos passaram a oferecer alta liquidez sem reduzir sua remuneração, o que gerou um amplo efeito substituição entre os diversos ativos. Os agregados de Divisia, por sua propriedade intrínseca, internalizaram esse efeito, evitando que o agregado monetário aumentasse quando não deveria. Isto, contudo, não aconteceu com os agregados de soma simples, que não conseguem fazer a separação entre os efeitos renda e substituição puro. (Barnett, 1982)

---

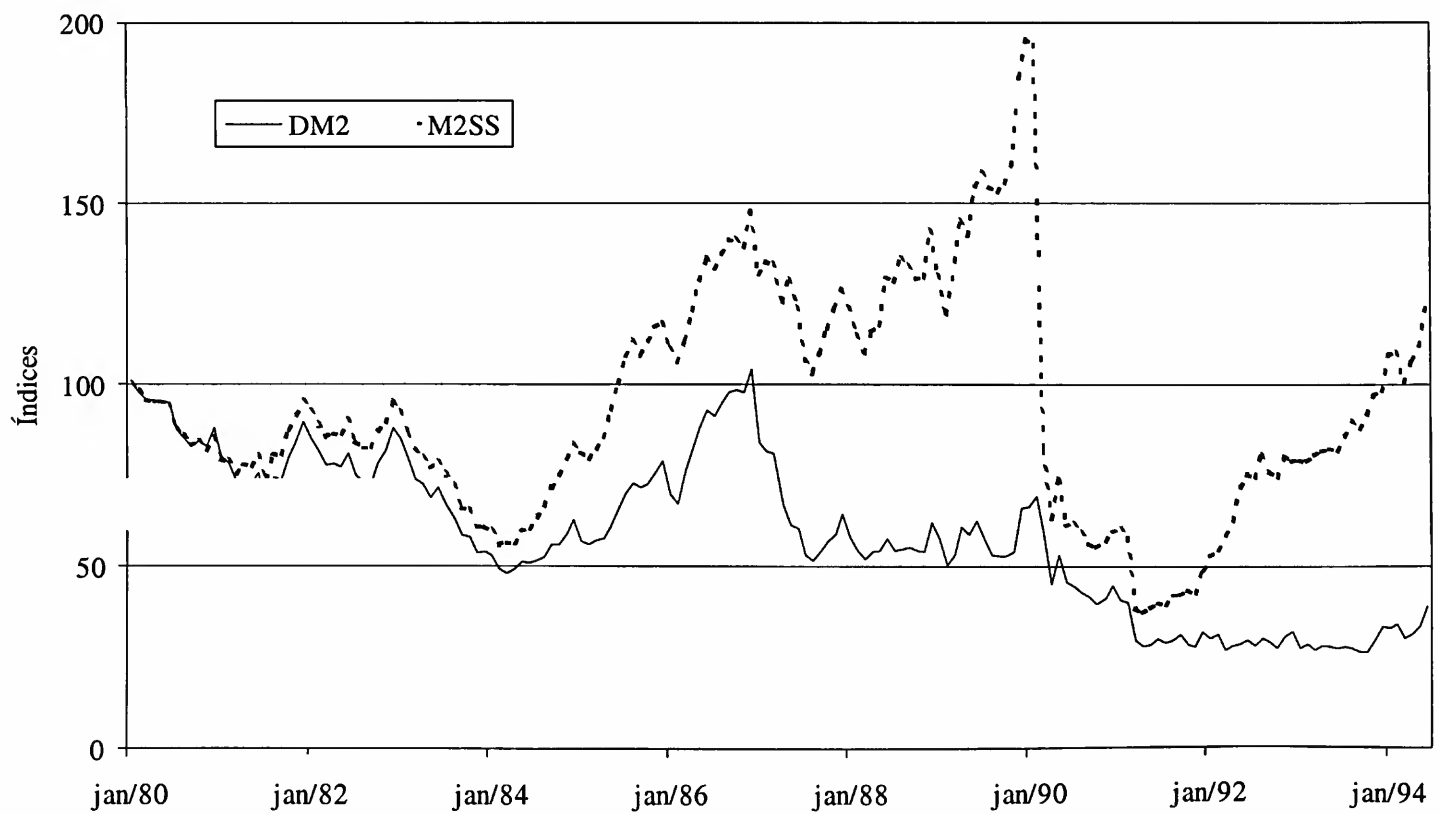
2 Estes Planos foram o Cruzado (fev/86), Bresser (jun/87), Verão (jan/89) e Collor I (mar/90).

**Figura 2.1**  
**Agregação Monetária para M1**



Fonte: elaboração própria.

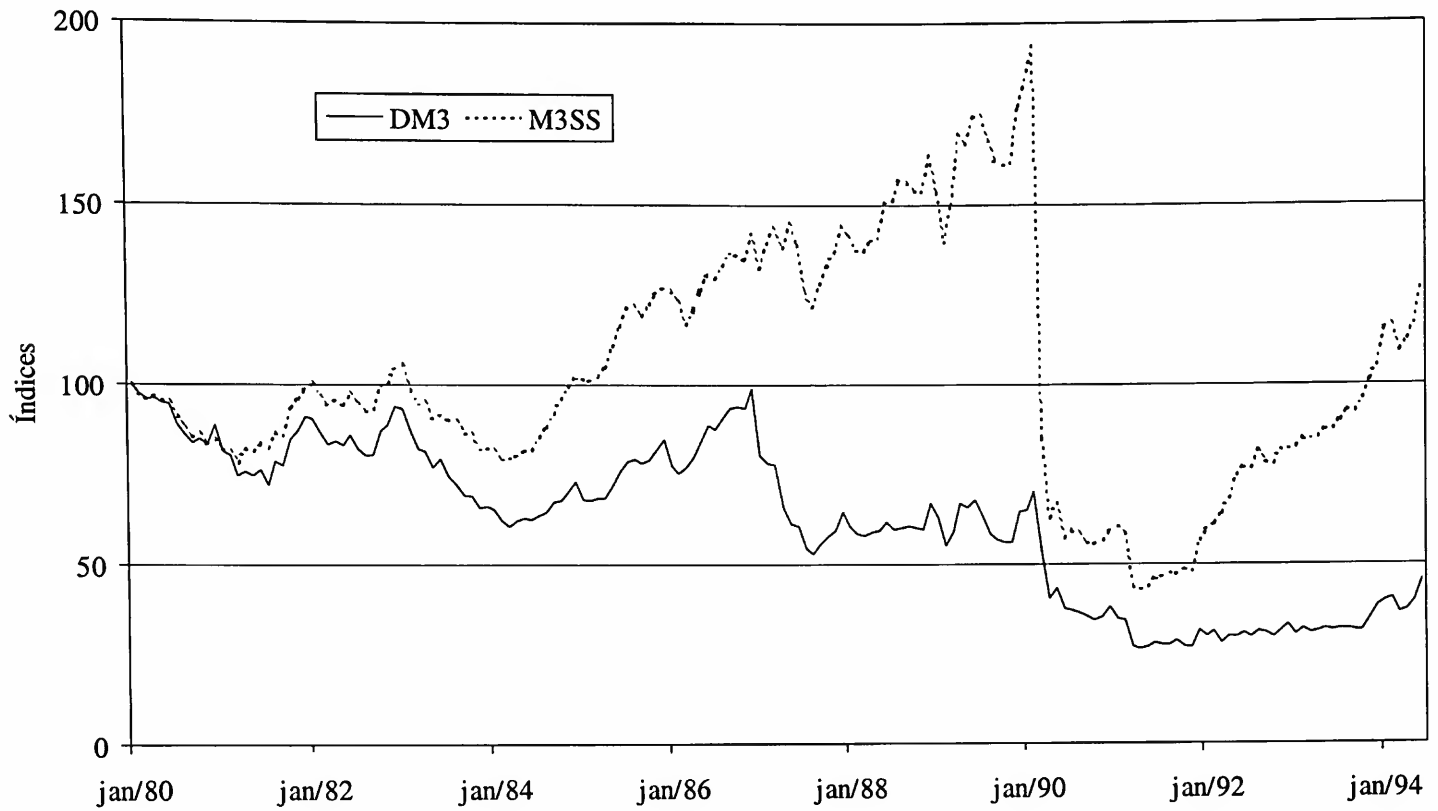
**Figura 2.2**  
**Agregação Monetária para M2**



Fonte: elaboração própria.

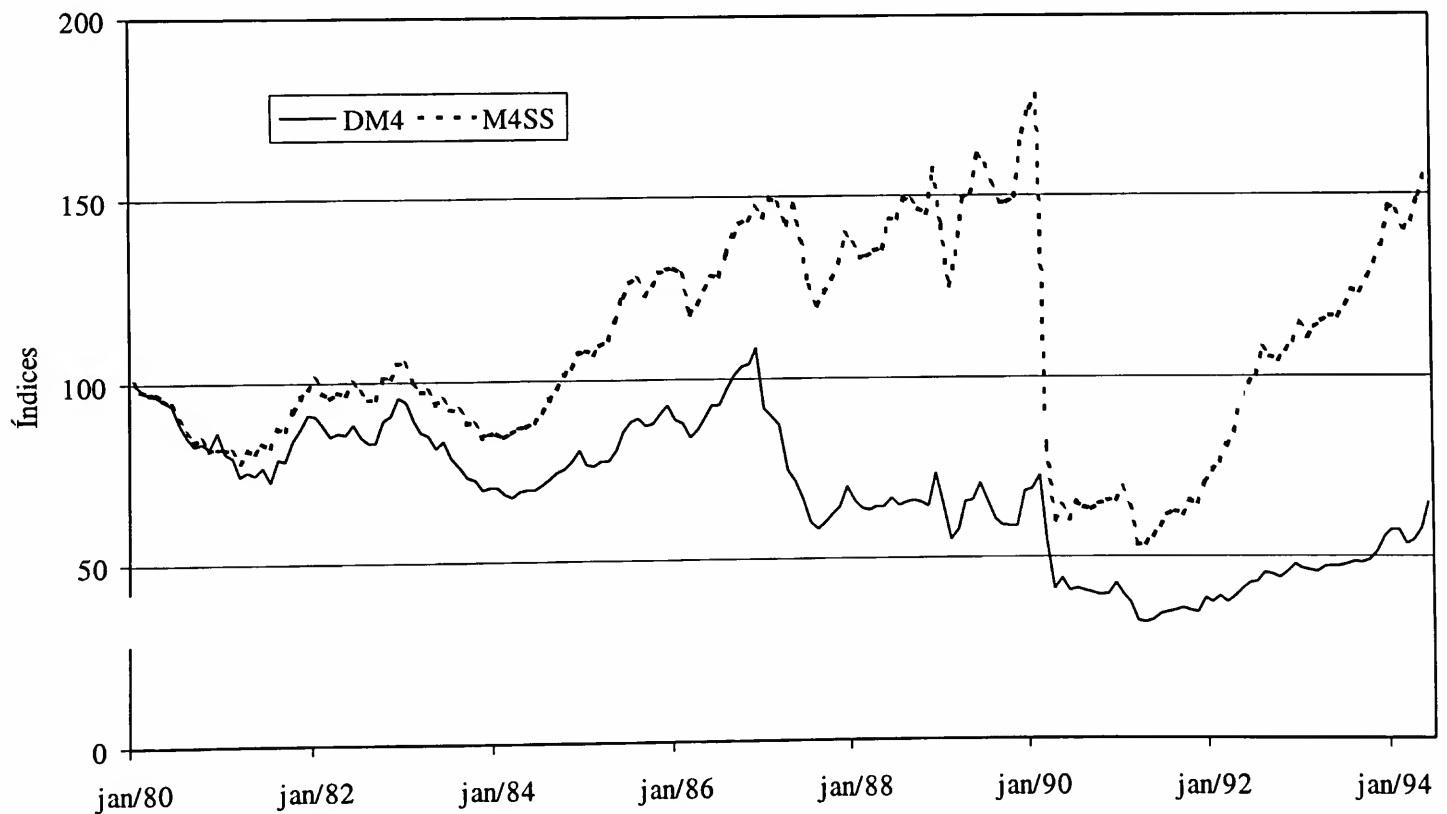


**Figura 2.3**  
**Agregação Monetária para M3**



Fonte: elaboração própria.

**Figura 2.4**  
**Agregação Monetária para M4**



Fonte: elaboração própria.

Especificamente, uma ampla substituição entre ativos se deu após o lançamento da LFT (Letra Financeira do Tesouro), feito pelo governo em janeiro de 1988. Este era um papel de alta liquidez concebido para facilitar as condições de financiamento do Tesouro Nacional e que assumiu as características de moeda alternativa. O público buscava proteção contra a desvalorização monetária migrando para os depósitos em contas remuneradas, os quais eram usados na aquisição de LFT, resultando na moeda remunerada. Os juros do *overnight* eram o instrumento usado para manter a atratividade das LFT.<sup>3</sup> Esse processo, como é conhecido, desembocou num descontrole monetário e, por conseguinte, em inflação crescente.

### 3 Análise das séries de tempo

A análise de causalidade contemplou o período que se estende de janeiro de 1980 a junho de 1994, imediatamente anterior ao anúncio do Real, utilizando séries mensais em valores correntes. Refere-se, portanto, ao período de grande instabilidade econômica que caracterizou a economia brasileira até a edição do Plano Real.

O nível de renda ( $Y_t$ ) foi representado pelo Produto Interno Bruto (PIB), cujos valores mensais foram obtidos no IPEA. A taxa de inflação ( $P_t$ ) correspondeu ao Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), coletado e divulgado pela Fundação Getúlio Vargas. Os agregados monetários, obtidos da soma simples e da soma ponderada de ativos financeiros, foram apresentados na seção anterior.

Inicialmente, buscou-se analisar individualmente as séries utilizadas, testando-se a presença de raiz unitária. A estacionariedade de uma série de tempo é determinada, segundo Brocklebank e Dickey (1986) e Enders (1995), pelo comportamento de seu correlograma e, formalmente, pelos testes de raiz unitária. A hipótese nula de raiz unitária é contraposta à alternativa de estacionariedade. Os testes realizados foram os de Dickey e Fuller (DF) e Dickey e Fuller aumentado (ADF).<sup>4</sup>

Admitindo que duas ou mais séries de tempo sejam integradas de primeira ordem, i. e.,  $I(1)$ , o passo seguinte, de acordo com Engle e Granger (1987), é estimar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as mesmas. Caso exista alguma combinação linear entre essas

---

3 Ao ser lançada, em janeiro de 1988, a LFT representava 9% do total de títulos públicos fora do Bacen. Após 6 meses, já havia alcançado a marca dos 60% e, em um ano, atingiu e se manteve no nível dos 90%. Esta escalada terminou com o confisco de ativos que se seguiu ao advento do Plano Collor I.

4 Veja Dickey e Fuller (1979, 1981).

séries que seja estacionária, então elas serão cointegradas. O vetor de cointegração defasado em um período corresponde ao mecanismo de correção de erro (MCE) utilizado no teste de causalidade proposto por Engle e Granger (1987).

A Tabela 1, mostrada a seguir, resume os resultados do teste de raiz unitária. As variáveis nível de renda e taxa de inflação apresentaram, de acordo com a análise do correlograma, forte componente cíclico e foram dessazonalizadas por meio do emprego de *dummies* sazonais antes da realização do teste. Como esperado, verificou-se que as variáveis em nível transformadas pelo logaritmo natural não são estacionárias. O teste ADF apresentou baixos valores calculados, afirmando a existência de raiz unitária.

**Tabela 1**  
**Teste de Raiz Unitária**

Variável	ADF <sup>1</sup>	Lags	Variável <sup>2</sup>	ADF <sup>1</sup>	Lags
LDM1 <sub>t</sub>	3.062	3	dm1 <sub>t</sub>	-4.773**	2
LDM2 <sub>t</sub>	3.348	2	dm2 <sub>t</sub>	-4.573**	1
LM2 <sub>t</sub>	3.339	3	m2 <sub>t</sub>	-4.175**	2
LDM3 <sub>t</sub>	3.290	2	dm3 <sub>t</sub>	-4.069**	1
LM3 <sub>t</sub>	3.372	4	m3 <sub>t</sub>	-3.843*	3
LDM4 <sub>t</sub>	3.068	2	dm4 <sub>t</sub>	-3.537*	1
LM4 <sub>t</sub>	3.428	4	m4 <sub>t</sub>	-3.827*	3
LP <sub>t</sub>	0.542	9	p <sub>t</sub>	-8.333**	3
LY <sub>t</sub>	1.206	12	y <sub>t</sub>	-6.854**	6

Notas: 1 - Refere-se ao teste ADF sem a presença da tendência; 2 - As minúsculas indicam que as variáveis foram transformadas pela primeira diferença logarítmica; \* - Revela que o coeficiente é significativo ao nível de 5%; \*\* - Denota significância ao nível de 1%.

As séries foram, então, transformadas pela primeira diferença logarítmica. O teste ADF foi novamente realizado, e a hipótese de raiz unitária, para todas as variáveis, foi rejeitada ao nível de 1% de significância. Desse modo, evidenciou-se que as séries analisadas são integradas de primeira ordem.

Buscou-se, então, estimar um vetor de cointegração entre as séries de moeda e taxa de inflação e de moeda e nível de renda, que comparecerá como mecanismo de correção de erros (MCE) no teste de causalidade de Granger para variáveis cointegradas. Vale lembrar que a regressão do MCE utiliza as variáveis em nível transformadas apenas pelo logaritmo natural, uma vez que todas foram integradas de primeira ordem. A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de cointegração proposto por Engle e Granger (1987).

**Tabela 2**  
**Teste de Cointegração**

MCE <sup>1</sup>	DF <sup>2</sup>	MCE <sup>1</sup>	DF <sup>2</sup>
LIM1 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.76**	LP <sub>t</sub> LIM1 <sub>t</sub>	-12.52**
LDM2 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.26**	LP <sub>t</sub> LDM2 <sub>t</sub>	-12.56**
LDM3 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	12.20**	LP <sub>t</sub> LDM3 <sub>t</sub>	-12.58**
LDM4 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.36**	LP <sub>t</sub> LDM4 <sub>t</sub>	-12.58**
LM2 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.55**	LP <sub>t</sub> LM2 <sub>t</sub>	-12.57**
LM3 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.71**	LP <sub>t</sub> LM3 <sub>t</sub>	-12.58**
LM4 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.73**	LP <sub>t</sub> LM4 <sub>t</sub>	-12.58**
LIM1 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-13.01**	LY <sub>t</sub> LIM1 <sub>t</sub>	-12.33**
LDM2 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-12.56**	LY <sub>t</sub> LDM2 <sub>t</sub>	-12.85**
LDM3 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-12.70**	LY <sub>t</sub> LDM3 <sub>t</sub>	-12.93**
LDM4 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-12.86**	LY <sub>t</sub> LDM4 <sub>t</sub>	-13.11**
LM2 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-13.54**	LY <sub>t</sub> LM2 <sub>t</sub>	-12.82**
LM3 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-14.31**	LY <sub>t</sub> LM3 <sub>t</sub>	-12.69**
LM4 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-13.87**	LY <sub>t</sub> LM4 <sub>t</sub>	-12.90**

Notas: 1 A ordem das variáveis indica, respectivamente, a dependente e a explicativa na regressão do MCE; 2 – Refere-se ao teste DF sem a presença da constante e da tendência; \* - Revela que o coeficiente é significativo ao nível de 5%; \*\* - Denota significância estatística ao nível de 1%.

Para representar um vetor de cointegração válido, o MCE deve ser estacionário no nível. Verifica-se, da Tabela 2, que a hipótese de raiz unitária pode ser rejeitada para todos os vetores de cointegração. Portanto, as variáveis moeda, em suas várias definições, e renda e também moeda e inflação cointegram no período analisado. O MCE estimado pode ser utilizado nas equações do teste de causalidade de Engle e Granger para recuperar a informação sobre a relação de longo prazo entre essas variáveis.

#### 4 Causalidade de Granger

O teste de causalidade desenvolvido por Granger (1969) tem por pressuposto básico o fato de que o futuro não pode causar o passado nem o presente. Muitas vezes costuma-se associar dependência de uma dada variável para com outra ou outras explicativas com causalidade. No entanto, conforme destaca Leamer (1985), dependência não implica,

necessariamente, causalidade. O significado de causalidade associa-se a precedência temporal, indicando, dentre duas variáveis, em qual as variações ocorrem primeiro.<sup>5</sup>

Com o desenvolvimento da metodologia de análise de cointegração surgiu uma abordagem mais rigorosa para se verificar a causalidade. Como as séries originais normalmente têm que ser transformadas para atingirem a estacionariedade, por meio do procedimento padrão de uma transformação do tipo log-diferença, a informação de longo prazo contida nas séries originais é perdida.

O teste de causalidade proposto por Engle e Granger (1987) permite que se recupere essa informação de longo prazo por meio do mecanismo de correção de erros (MCE). O método de Engle e Granger modifica o teste padrão de causalidade de Granger ao incorporar um possível efeito de longo prazo numa análise de curto prazo, o que representa a essência da análise de cointegração.

Uma questão central na análise de causalidade entre duas variáveis diz respeito à escolha do número ótimo de defasagens para cada variável. Nesse particular, Gujarati (1995) alerta para o fato de que os testes de causalidade são bastante sensíveis ao número de defasagens utilizado. Existe, na literatura, uma ampla variedade de métodos alternativos para se determinar a dimensão das defasagens, fazendo com que alguns autores, conforme destaca Carneiro (1997), considerem que esse seja, em certo sentido, um processo arbitrário.

Buscando superar essas críticas, seguiu-se, neste estudo, o método de modelagem originalmente proposto por David Hendry,<sup>6</sup> o qual se popularizou na literatura como *Hendry approach*. O pressuposto básico dessa metodologia é que se deve partir de um modelo mais genérico possível, que vai sendo gradualmente reduzido até que se obtenha um modelo restrito. Com isso, não se incorre no viés de omissão de variáveis importantes, que é considerado bem mais sério do que aquele provocado pela inclusão de variáveis irrelevantes na equação. No primeiro caso, os parâmetros estimados por mínimos quadrados ordinários serão inconsistentes e as variâncias e erros padrões serão incorretamente calculados. Por outro lado, no segundo caso, os parâmetros serão estimados consistentemente por mínimos quadrados, ainda que suas variâncias possam ser menos eficientes.

---

5 A rigor, o termo causalidade é inadequado para expressar precedência temporal. Em geral, utilizam-se as expressões “Granger-causalidade” ou “causalidade no sentido de Granger” para modificar o significado original do termo. Na ausência de tais modificações, causalidade deve ser aqui interpretada unicamente como precedência temporal.

6 Uma síntese da contribuição de David Hendry à modelagem econométrica pode ser encontrada em Gujarati (1995).

Desse modo, partiu-se de um número máximo de defasagens para cada variável igual a 20, que foram sendo eliminadas uma por vez. Em cada resultado observou-se a significância individual da última defasagem e os testes de diagnósticos do respectivo modelo. Considerou-se como critério de escolha aquele que minimizava os critérios de seleção de Akaike (AIC) e Swarchz (SBC).

Seguindo-se esse procedimento, foi encontrado 3, 2, 2, 2, 3, 3, 3, 2, e 2 como sendo as dimensões adequadas para, respectivamente, as defasagens das variáveis  $im1_t$ ,  $dm2_t$ ,  $dm3_t$ ,  $dm4_t$ ,  $m2_t$ ,  $m3_t$ ,  $m4_t$ ,  $p_t$  e  $y_t$ <sup>7</sup>. Os resultados do teste de causalidade de Granger para os agregados monetários de Divisia e também para os agregados monetários de soma simples são apresentados na Tabela 3 seguinte.

Tomando, inicialmente, a relação entre os agregados monetários obtidos pelo índice de Divisia e a variação no nível geral de preços verificou-se a ocorrência de uma bicausalidade entre essas variáveis. O MCE compareceu significativamente em todas as equações em que a inflação foi a variável dependente, indicando que os desvios da relação de longo prazo entre moeda, em suas várias definições, e inflação eram sempre corrigidos. Isto evidencia a auto-sustentabilidade da espiral moeda-inflação que se instaurou na economia no período. Por outro lado, a causalidade observada também no sentido preço-moeda revela a passividade da oferta monetária, que referendava as pressões inflacionárias.

A significância estatística da bicausalidade foi maior para a moeda amplamente definida e, mais especificamente, no sentido preço-moeda. Isto é perfeitamente condizente com o contexto de instabilidade e ampla indexação do período, quando as constantes inovações financeiras criavam substitutos muito próximos à moeda e que rendiam juros, sugerindo que os agregados mais amplos deveriam ser usados para mensurar a liquidez na economia.

Para os agregados de soma simples os resultados se repetiram. Foi evidenciada também uma bicausalidade entre a moeda, em suas várias definições, e a inflação. Além disso, a causalidade foi estatisticamente mais significativa no sentido preço-moeda, confirmando a passividade da oferta monetária no período, identificada pelos agregados de Divisia.

---

7 Foram colocadas variáveis *dummy* correspondentes aos planos de estabilização Cruzado (fev./86) e Collor I (mar./90) para captar seus impactos sobre as variáveis envolvidas na análise de causalidade.

**Tabela 3**  
**Teste de Causalidade de Engle e Granger**

Agregados de Divisia <sup>1</sup>			Agregados de Soma Simples <sup>1</sup>		
Equação <sup>2</sup>	MCE <sup>3</sup>	Teste F	Equação <sup>2</sup>	MCE <sup>3</sup>	Teste F
dm1 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.552 (-2.83)**	F (2, 152) = 1.45			
p <sub>t</sub> dm1 <sub>t</sub>	-0.569 (-3.58)**	F (3, 152) = 0.71			
dm2 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.389 (-2.40)*	F (2, 153) = 6.44**	m2 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.791 (-3.74)**	F (2, 152) = 4.75*
p <sub>t</sub> dm2 <sub>t</sub>	-0.517 (-3.46)**	F (2, 153) = 2.96*	p <sub>t</sub> m2 <sub>t</sub>	-0.622 (-4.91)**	F (3, 152) = 6.75*
dm3 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.272 (-1.73)	F (2, 153) = 7.75**	m3 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.826 (-4.23)	F (2, 152) = 5.33**
p <sub>t</sub> dm3 <sub>t</sub>	-0.525 (-3.73)**	F (2, 153) = 4.77**	p <sub>t</sub> m3 <sub>t</sub>	-0.641 (-5.41)**	F (3, 152) = 7.99**
dm4 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.248 (-1.60)	F (2, 153) = 8.08**	m4 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-1.028 (-5.08)**	F (2, 152) = 5.55**
p <sub>t</sub> dm4 <sub>t</sub>	-0.534 (-4.16)**	F (2, 153) = 6.14**	p <sub>t</sub> m4 <sub>t</sub>	-0.661 (-5.77)**	F (3, 152) = 10.18**
dm1 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-0.114 (-0.72)	F (2, 153) = 20.97**			
y <sub>t</sub> dm1 <sub>t</sub>	-0.326 (-2.10)*	F (3, 153) = 7.12**			
dm2 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	0.231 (1.46)	F (2, 154) = 12.64**	m2 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-0.941 (-6.43)**	F (2, 13) = 1.70
y <sub>t</sub> dm2 <sub>t</sub>	-0.166 (-0.87)	F (2, 154) = 3.83*	y <sub>t</sub> m2 <sub>t</sub>	0.035 (0.18)	F (3, 153) = 19.13**
dm3 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-0.212 (-1.30)	F (2, 154) = 10.15**	m3 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-1.122 (-7.84)**	F (2, 153) = 2.10
y <sub>t</sub> dm3 <sub>t</sub>	-0.099 (-0.51)	F (2, 154) = 9.80**	y <sub>t</sub> m3 <sub>t</sub>	0.069 (0.36)	F (3, 153) = 27.63**
dm4 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-0.158 (-0.982)	F (2, 154) = 7.58**	m4 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-1.137 (-7.39)**	F (2, 153) = 1.18
y <sub>t</sub> dm4 <sub>t</sub>	0.003 (0.018)	F (2, 154) = 15.03**	y <sub>t</sub> m4 <sub>t</sub>	0.321 (1.66)	F (3, 153) = 33.76**

Notas: 1 - Os resultados do teste de Engle e Granger revelam a ocorrência de bicausalidade em todos os casos analisados; 2 - A primeira variável representa a variável dependente e a segunda a explicativa; 3 - Os números entre parênteses abaixo dos coeficientes de MCE são as estatísticas t calculadas; \* - Indica significância estatística ao nível de 5%; \*\* - Denota significância estatística ao nível de 1%.

Considerando, agora, a relação entre moeda e nível de renda, o teste de Engle e Granger também indicou uma relação causal fluindo bidirecionalmente entre estas variáveis. A bicausalidade entre a renda e os agregados amplamente definidos, obtidos tanto da soma ponderada de ativos pelo índice de Divisia como da soma simples, se deve ao fato de que seus componentes rendem juros. Assim, variações na composição desses agregados estão associadas a variações na remuneração dos ativos financeiros que os compõem, o que provoca um efeito renda. Por outro lado, alterações na renda geram modificações na carteira de portfólio dos indivíduos, alterando suas predisposições em adquirir esses mesmos ativos financeiros. Conjuntamente, esses efeitos levaram a uma simultaneidade na precedência temporal dessas variações.

No que se refere à bicausalidade entre as variações na renda e na moeda restritamente definida, vale dizer por M1, o motivo também se coaduna com a passividade da política monetária. A acomodação monetária às pressões inflacionárias crescentes, presentes na economia em praticamente todo o período, impossibilitou a identificação de uma relação unicausal entre essas variáveis. Tanto o MCE como os coeficientes defasados compareceram significativamente nas equações do teste. E ainda, a significância estatística da causalidade foi maior no sentido moeda-renda, contrariando os pressupostos da teoria monetarista.<sup>8</sup>

Estes resultados, em parte, vêm ao encontro daqueles obtidos por Triches (1992), que também encontrou uma bicausalidade entre moeda e inflação no período de 1972/87. Aponta, porém, uma relação causal unidirecional dos conceitos mais restritos de moeda para o nível de renda. Já para as definições mais amplas, esta se inverte, com a causalidade fluindo unidirecionalmente do nível de renda para a moeda. Triches, porém, utiliza como conceito de moeda apenas os agregados monetários constituídos pela soma simples de ativos financeiros heterogêneos e não realiza testes de estacionariedade para as séries analisadas, tomando todas em nível e não considerando a possibilidade de cointegração entre as mesmas. Além disso, em seu estudo, todas as variáveis foram defasadas quatro vezes em relação ao passado para realização do teste de Granger-causalidade.

## 5 Conclusões

Este estudo teve como objetivo analisar a causalidade entre os agregados monetários, obtidos tanto da soma simples como da soma ponderada de ativos financeiros, e as variáveis

---

<sup>8</sup> Estes resultados contrariam Faria e Carneiro (1997), que investigam o impacto da inflação sobre o crescimento e a produção na economia brasileira no período de 1980 a 1995 e evidenciam a neutralidade da moeda no longo prazo.



nível de renda e inflação no período que se estende de janeiro de 1980 a junho de 1994, época em que o País vivenciou grande instabilidade econômica. Analisou-se a cointegração entre essas variáveis e realizou-se o teste de causalidade proposto por Engle e Granger (1987) para variáveis cointegradas.

Os resultados indicaram uma simultaneidade na precedência temporal das variações na moeda e inflação no período. A criação ou ampliação dos estoques de moeda eram exigidos devido a pressões inflacionárias, as quais, por seu turno, eram fortalecidas com o aumento de liquidez na economia. Isto parece bastante condizente com o contexto de indexação generalizada do período, quando a política monetária caracterizou-se pela passividade e acomodação às pressões do nível geral de preços, levando à auto-sustentabilidade da espiral moeda-inflação que se instaurou na economia.

A significância estatística da causalidade aumentou paralelamente à ampliação do conceito de moeda, sendo sempre mais significativa no sentido preços-moeda. As constantes inovações financeiras criavam ativos substitutos muito próximos da moeda e que rendiam juros. Assim, os agregados monetários mais amplos é que foram capazes de fornecer uma mensuração mais adequada da liquidez na economia. Admitindo, como Blanchard (1996), que a relevância de um agregado para servir como indicador de liquidez é determinada por sua proximidade com o nível de preços, os agregados monetários mais amplos é que deveriam ser usados para esse propósito na economia brasileira.

Com respeito à relação entre a moeda e o nível de renda, a evidência se repetiu. O teste de Engle e Granger indicou, mais uma vez, a ocorrência de uma causalidade bidirecional entre as variáveis. Para a moeda restritamente definida, a acomodação monetária às pressões inflacionárias conduziu à relação bicausal desta variável também com o nível de renda. Já no que concerne aos agregados monetários mais amplos, obtidos tanto do índice de Divisia como da soma simples de ativos, a relação bicausal deveu-se ao fato de que os componentes destes agregados rendem juros. O efeito renda provocado por variações na remuneração dos ativos monetários que compõem esses agregados determinou a simultaneidade nas variações da moeda assim definida e da renda. No entanto, a causalidade mais significativa estatisticamente foi verificada na direção moeda-renda e ocorreu quando esta assumiu sua definição mais restrita, dada por M1. Esta evidência contraria os pressupostos da teoria monetarista, segundo os quais a moeda, no longo prazo, não tem efeitos reais sobre o nível de atividade econômica.

Por fim, na relação moeda-preços, a causalidade mais significativa estatisticamente foi verificada fluindo da inflação para a moeda e ocorreu quando esta foi amplamente definida pelos agregados ponderados pelo índice de Divisia. Estes agregados foram capazes de captar

as inovações financeiras ocorridas no período e de isolar o efeito substituição puro por elas provocado, mensurando adequadamente a liquidez na economia. De fato, Divino (1999) mostra que a função de demanda por moeda apresenta um comportamento mais estável quando estimada considerando tais agregados como definição de moeda. Desse modo, a política monetária deveria tomar por base os agregados monetários de Divisia como indicadores do nível de liquidez da economia.

## Bibliografia

- Barnett, W. A. Economic monetary aggregates: an application of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, v. 14, p. 11-48, 1980.
- \_\_\_\_\_. The optimal level of monetary aggregation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 14, n. 4, p. 687-710, nov. 1982.
- \_\_\_\_\_. Recent monetary policy and the Divisia monetary aggregates. *The American Statistician*, v. 38, n. 3, p. 165-172, aug. 1984.
- Barnett, W. A.; Offenbacher, K. e Spindt, P. A. The new Divisia monetary aggregates. *Journal of Political Economy*, v. 92, n. 61, p. 1049-1085, 1984.
- Blanchard, O. J. *Macroeconomics*. 1<sup>st</sup> edition. Prentice Hall. 1996. 665p.
- Brocklebank, J. C. e Dickey, D. A. *SAS system for forecasting times series*. North Caroline: SAS Institute Inc., 1986. 240p.
- Carneiro, F. G. *A metodologia dos testes de causalidade em economia*. Brasília: Editora da UnB. (Série textos didáticos n° 20). 1997. 19p.
- Diewert, W. E. Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, v. 4, n. 2, p. 115-45, may 1976.
- Dickey, D. A. e Fuller W. A. Distribution of the estimators for autorregressive times series whith a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-31. 1979.
- \_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregresseve time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-72. 1981.
- Divino, J. A. C. A. *Agregação monetária ponderada pelo índice de Divisia: uma análise da demanda por moeda*. Dissertação de mestrado: UnB. 1999. (Não publ.).

- DONAVAN, D. J. Modeling the demand for liquid assets: an application to Canada. *IMF Staff Papers*, v. 25, n. 4, p. 676-704, dec. 1978.
- Enders, W. *Applied econometric time series*. 1<sup>st</sup> edition. Iowa: John Wiley & Sons Inc., 1995. 433p.
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-76. 1987.
- Faria, J. R. e Carneiro, F. G. *Does high inflation affect growth in the long and short run?* Brasília: Editora da UnB. (Série textos para discussão n° 223). 1997 18p.
- Friedman, B. M. e Kuttner, K. N. Money, income, prices and interest rates. *American Economic Review*, v. 82, p. 472-92, 1992.
- \_\_\_\_\_. Another look at the evidence on money-income causality. *Journal of Econometrics*, v. 57, p. 189-203, 1993.
- Granger, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, v. 34, p. 541-51, 1969.
- Granger, C. W. J. e Newbold, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, p. 111-20, 1974.
- Greweke, J. The superneutrality of money in the United States: an interpretation of the evidence. *Econometrica*, v. 54, p. 1-22, 1986.
- Gujarati, D. N. *Basic econometrics*. 3<sup>rd</sup> edition. Londres: McGraw-Hill, 1995. 837p.
- Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princeton: University Press, 1994. 799p.
- Leamer, E. E. Vector auto-regressions for causal inference. In: Brunner, K. e Meltzer, A. (orgs.), *Understanding monetary regimes*. Journal of Monetary Economics, Supplement. 255-304, 1985.
- Rossi, J. W. Agregação monetária com o índice de Divisia: aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 251-73, ago. 1993.
- Rossi, J. W. e Silva, M. da C. *Índices ponderados de agregados monetários para o Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA (Texto para discussão n. 210), p. 01-35, fev. 1991a.

- \_\_\_\_\_. A liquidez revisitada *In: Perspectivas da economia brasileira 1992*. Rio de Janeiro: IPEA. Cap.3, p. 41-58, 1991b.
- \_\_\_\_\_. Índices ponderados de agregados monetários para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 511-32, dez. 1991c.
- Simonsen, M. H. e Cysne, R. P. *Macroeconomia*. 2ª ed. Rio de Janeiro: Atlas, 1995. 704p.
- Sims, C. A. Money, income and causality. *American Economic Review*, v. 62, p. 540-62, 1972.
- Stock, J. H. e Watson, M. W. Interpreting the evidence on money-income causality. *Journal of Econometrics*, v. 40, p. 161-81, 1989.
- Triches, D. *Demanda por moeda no Brasil e a causalidade entre as variáveis monetárias e a taxa de inflação: 1972/87*. Rio de Janeiro: Editora do BNDES, 1992. 115p.