

Faculdade
de Ciências Econômicas
UFRGS

análise econômica

- **APRESENTAÇÃO À "ANÁLISE SIMPLES DA MAXIMIZAÇÃO DO BEM-ESTAR" DE FRANCIS BATOR**

João Rogério Sanson

- **UMA ANÁLISE SIMPLES DA MAXIMIZAÇÃO DO BEM-ESTAR**

Francis M. Bator

- **O REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE NUMA ETAPA DE TRANSIÇÃO**

Francisco Eduardo Pires de Souza

- **AGREGADOS MONETÁRIOS, NÍVEL DE RENDA NOMINAL, TAXA DE INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE DA CAUSALIDADE NO BRASIL, 1972 A 1987**

Divanildo Triches

- **A EXPLOÇÃO DE CONSUMO DO CRUZADO**

Marcelo Cortes Neri

- **METODOLOGIA DE PLANEJAMENTO DO SETOR ELÉTRICO: QUESTÕES DOS ANOS 90**

João Lizarolo de Araújo
Adilson de Oliveira

- **CONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL SEGUNDO OS CENSOS, 1907-1980**

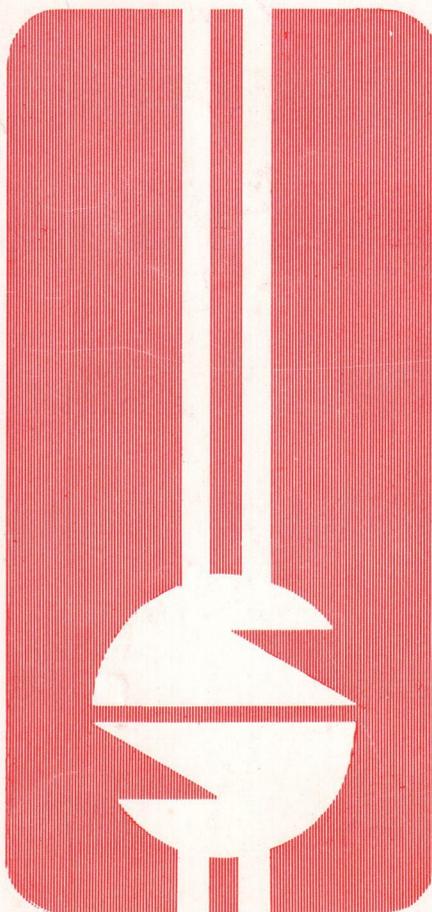
Olimpio J. de Arrouxelas Galvão

- **O VALOR, A RIQUEZA E A TEORIA DE SMITH**

Reinaldo A. Carcanholo

- **O "ESTADO ESTACIONÁRIO" E A ECONOMIA CLÁSSICA**

Gentil Corazza



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
Reitor: Prof Tuiskon Dick
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
Diretora: Prof^a Yeda Rorato Crusius
CENTRO DE ESTUDOS E PESQUISAS ECONÔMICAS
Diretor: Reinaldo Ignácio Adams
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
Chefe: Prof. Pedro Cezar Dutra Fonseca
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
Coordenador: Prof. Nali de Jesus de Souza
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL
Coordenador: Prof. Atos Freitas Grawunder

CONSELHO EDITORIAL: Achyles Barcelos da Costa, Aray Miguel Fel- dens, Atos Freitas Grawunder, Carlos Augusto Crusius, Ernani Hick- mann, João Rogério Sanson, Juvir Luiz Mattuella, Maria Imilda da Costa e Silva, Nali de Jesus de Souza, Nuno Renan Lopes de Figueiredo Pin- to, Otília Beatriz Kroeff Carrion, Otto Guilherme Konzen, Paulo Alexan- dre Spohr, Pedro Cezar Dutra Fonseca, Reinaldo Ignacio Adams, Rober- to Camps Moraes, Valter José Stülp, Yeda Rorato Crusius, David Gar- low (Wharton Econometrics Forecasts Association, E.U.A.), Edgar Au- gusto Lanzer (UFSC), Eleutério F. S. Prado (USP), Fernando Holanda Barbosa (FGV/RJ), Gustavo Franco (PUC/RJ), Joaquim Pinto de Andra- de (UNB), Juan H. Moldau (USP), Werner Baer (Univ. de Illinois, E.U.A.)

COMISSÃO EDITORIAL: Atos Freitas Grawunder, Pedro Cezar Dutra Fonseca, Reinaldo Ignacio Adams e Roberto Camps Moraes.

EDITOR: Nali de Jesus de Souza

SECRETARIA: Maria Ivone de Mello (normalização), Vanete Ricacheski (revisão de textos), Zélide Bregalda (Secretária)

FUNDADOR: Prof. Antônio Carlos Santos Rosa

Os materiais publicados na revista **Análise Econômica** são de ex- clusiva responsabilidade dos autores. É permitida a reprodução total ou parcial dos trabalhos, desde que seja citada a fonte.

Aceita-se permuta com revista congêneres. Aceitam-se, também, livros para divulgação, elaboração de resenhas ou resenhas.

Toda correspondência, material para publicação (vide normas na 3^a capa), assinaturas e permutas devem ser dirigidos ao seguinte desti- natário:

PROF. NALI DE JESUS DE SOUZA

Revista Análise Econômica

Av. João Pessoa, 52

90.040 – PORTO ALEGRE (RS), BRASIL

Telefones: (0512) 28.1633; 24.6022; 26.0012 – Ramals 3440 e 3507

FAX: (0512) 25.5253

OS AGREGADOS MONETÁRIOS, NÍVEL DE RENDA NOMINAL, TAXA DE INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE DA CAUSALIDADE NO BRASIL, 1972 A 1987*

Divanildo Triches

SINOPSE

Através dos testes de causalidade de Granger, com dados trimestrais, cobrindo o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1972 e o quarto trimestre de 1987, para a economia brasileira, verificou-se que existe uma relação causal unidirecional correndo dos agregados monetários mais restritos para o nível de renda nominal e desta variável para os agregados monetários em seu conceito amplo.

Os testes indicaram, também, que a causalidade flui de forma bidirecional entre os agregados monetários e o nível geral de preços, excetuando-se apenas para o conceito de base monetária, que, nesse caso, é unidirecional, partindo da taxa de inflação.

1. INTRODUÇÃO

Afirma-se, constantemente, que existem determinadas variáveis ou agregados macroeconômicos que estão na dependência de outras variáveis. Um bom exemplo disso pode ser encontrado nos postulados da teoria quantitativa da moeda. Desde os primórdios, essa teoria abor-

* Este artigo tem como base o capítulo 3 da dissertação de mestrado do autor, defendida em fevereiro de 1990, no Curso de Pós-Graduação em Economia da UFRGS.

ANÁLISE ECONÔMICA	ANO 9	Nº 15	MARÇO/91	p.79-95
-------------------	-------	-------	----------	---------

da que um aumento ou decréscimo no estoque de moeda em circulação produziria efeitos imediatos no nível geral de preços e, mais recentemente, também no nível de renda e emprego de curto prazo.

Contudo, as suposições de que os efeitos de uma variável trazem implicações em outras variáveis foram baseadas, principalmente, nas observações dos fatos existentes na realidade, sem, portanto, uma análise mais rigorosa a respeito da direção desses efeitos, ou seja, qual é a variável que tenderia explicar a outra, ou se ambas estão se explicando mutuamente.

Destarte, se determinado modelo for formulado para explicar o comportamento de certas variáveis econômicas e postular que a direção dos efeitos de uma variável, em particular, dá-se num dado sentido, mas se na realidade, isso não é efetivamente verificado, então as conclusões tiradas desse estudo estarão seriamente comprometidas.

Dentro desse contexto, consideráveis debates têm sido feitos entre Keynesianos, monetaristas e estruturalistas em torno da questão da exogeneidade e da endogeneidade da moeda, ou do papel ativo ou passivo que ela desempenha na execução de políticas econômicas.

Assim sendo, surgiram, no final dos anos 60, estudos que propuseram uma metodologia para testar o direcionamento das relações entre as variáveis como de Granger (1969). Esses testes foram aplicados inicialmente na economia americana, com uma pequena reformulação dada por Sims (1972). Posteriormente, muitos trabalhos foram efetuados nas mais variadas economias, inclusive a brasileira.

No entanto, os resultados provenientes desses estudos, por sua vez, apresentaram substanciais divergências de economia para economia, ou mesmo dentro de uma mesma economia.

Assim sendo, procura-se desenvolver, na seção 2, a metodologia dos testes de causalidade e suas aplicações, e nas seções 3 e 4, encontram-se discutidos e apresentados os resultados e as conclusões obtidas no presente trabalho.

2. METODOLOGIA DOS TESTES DE CAUSALIDADE.

A metodologia usada para testar a causalidade entre variáveis se baseia no modelo desenvolvido por Granger (1969), que propõe definições testáveis de causalidade e realimentação entre as variáveis, as quais devem ser estacionárias e estocásticas. Definindo A_t como um

processo com tais características, isto é, com média zero e variância uniforme, e $P_t(A/U)$ como um previsor ótimo não viesado e de mínimos quadrados de A_t , restrito ao universo de informações U , o erro de previsão da série é dado por:

$$E_t(A/U) = A_t - P_t(A/U) \quad (1)$$

com variância $\partial(A/U)$, então:¹

i) A causalidade ocorre de Y para X , ou seja Y causa X se $\partial(X/U)$ for menor do que $\partial(X/U - Y)$, isto é, Y causará X se a inclusão de Y no universo de informações U melhorar a previsão de X . Em outras palavras, isto significa dizer que os valores passados de Y são úteis na previsão de X , ou vice-versa.

ii) Haverá realimentação entre X e Y se $\partial(X/U)$ for menor do que $\partial(X/U - Y)$ e $\partial(Y/U)$ menor do que $\partial(Y/U - X)$, ou seja, se a inclusão das variáveis Y e X no universo de informações U tornar simultaneamente uma menor variância condicionada.

Designando o universo de informações U às séries X_t e Y_t como um processo estacionário e estocástico, tem-se o teste de causalidade de Granger dado pelas seguintes equações lineares.

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + E_t \quad (2)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + N_t \quad (3)$$

Onde $E(E_t, E_s) = E(N_t, N_s) = 0$ para s diferente de t e $E(E_t, N_s) = 0$ para todo o t, s e m pode assumir valor infinito.

Empregando o método de mínimo quadrados ordinários para estimar as equações (2) e (3) obtém-se que:

a) Y causa X , ou $X = F(Y)$ se os b_j em seu conjunto forem diferente de zero.

¹ O símbolo "∂" é usado para representar o sigma ao quadrado, ou seja, a variância condicionada no presente caso.

b) X causa Y, ou $Y = F(X)$ se os c_j também forem diferente de zero no seu conjunto.

c) Y causa X e X causa Y, isto é, haverá uma causalidade que flui bidirecionalmente ou uma realimentação entre as variáveis se os b_j ou c_j em seu conjunto forem diferentes de zero.

A partir da metodologia de Granger (1969), Sims (1972) desenvolveu o seu próprio método para testar a causalidade entre as variáveis, que se popularizou na literatura econômica como o teste de causalidade, ou "o Teste de Causalidade de Sims."² Várias razões, no entanto, fizeram com que se optasse, para o presente estudo, pelo teste direto de causalidade inicialmente desenvolvido por Granger. Os estudos empíricos têm demonstrado que a metodologia adotada por Sims chega a conclusões bastantes polêmicas, pois o teste é extremamente sensível tanto à presença de correlação serial, bem como à mudança dos procedimentos usados para tornar as séries estatísticas livres de autocorrelação residual.³

Os testes são feitos tomando como base os processos estacionários estocásticos medidos em logaritmos a partir de cinco definições de moeda, três indicadores de taxas de juros, taxa de inflação e o nível da renda nominal. As taxas de variação ou de expansão dos componentes monetários r são definidos da seguinte maneira:

$$r = L_n M_t - L_n M_{t-1} \quad (4)$$

onde M representa qualquer definição de moeda.

As regressões estimadas tiveram, praticamente, a mesma especificação daquela encontrada em boa parte dos trabalhos empíricos. As variáveis dependentes e independentes foram defasadas quatro vezes em relação ao passado. Além disso, foram feitos vários testes com o objetivo de analisar o comportamento dos resíduos. Verificou-se, em quase todos os casos, a existência de autocorrelação serial, principalmente quando os componentes monetários entram nas regressões em

² Sims (1972) foi um dos primeiros a usar o teste de causalidade para estudar o comportamento das variáveis moeda (meios de pagamento e base monetária) a renda (Produto Nacional Bruto) nos EUA, no período 1947 a 1969. Ele conclui que a moeda é exógena em relação à renda, portanto, o resultado é amplamente suportado pela teoria monetária tradicional.

³ Trabalhos empíricos de Feige e Pearce (1979), Mixon Jr. et alii (1979), Cuddington (1981) têm criticado e constatado que o procedimento de Sims não seria adequado face a altas sensibilidades na presença de correlação serial. Além disso, Williams et alii (1976) aplicaram o mesmo estudo de Sims para economia inglesa e obtiveram os resultados totalmente contrários.

conjunto com o nível de renda medido em termos nominais. Desta forma, várias tentativas foram feitas no sentido de tornar as séries estatísticas "white noise" (livres de autocorrelação serial) através da utilização de filtros ou polinômios como o de Nerlove, cuja expressão é $(1 - KB)^p$ onde $K = 3/4$ e $p = 1, 2, 3$ ou $BX = X_t - 2.25 X_{t-1} + 1.687 X_{t-2} - 0.419 X_{t-3}$.⁴ Além disso, procurou-se determinar empiricamente um filtro baseado no critério de Marques (1983), mas o polinômio de Nerlove de terceira ordem tem se revelado mais eficaz para perfiltrar as séries temporais.⁵

Assim, testa-se a significância dos coeficientes dos valores passados da variável independente, ou os b_j e c_j das equações (2) e (3) por meio da estatística F. Desta maneira, a hipótese nula é testada, ou seja, H_0 : de que os coeficientes dos valores passados são iguais a zero, contra a hipótese alternativa, H_1 : os coeficientes ou os b_j e c_j são diferentes de zero. Exemplificando, diz-se que a variável X causa a variável Y se a hipótese nula for aceita na regressão de X contra Y mas rejeitada na regressão de Y contra X. Portanto, a idéia fundamental do teste está no princípio de que os movimentos temporais de uma variável devem preceder aos movimentos da outra e nunca ao contrário, ou princípio "Post Hoc Ergo Propter Hoc".

3. APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

Usando dados trimestrais para o período que se estende desde o primeiro trimestre de 1972 ao quarto trimestre de 1978, efetuaram-se regressões relacionando a taxa de inflação e o nível de renda nominal com os diversos componentes monetários.⁶

Verifica-se, por meio do teste F na tabela 1, que existe uma forte causalidade unidirecional fluindo tanto da base monetária como dos meios de pagamento para o nível de renda. Entretanto, o mesmo não

⁴ Esta abordagem pode ser observada em Williams et alii (1976) p. 419.

⁵ Outros estudos têm procurado tornar as séries livre de autocorrelação residual usando os métodos: Arima como é o caso do Contador (1978) a Brillembourg e Khan (1979) e Feige e Pearce (1979), Arma usado por Osborn (1983), Hsiao (1979) e Nelson e Schwer (1982) e o polinômio de Nerlove como Sims (1972), Williams et alii (1976), Cardoso (1977), Mehra (1977) e Mehra (1978).

⁶ As regressões podem ser visualizadas nas tabelas A1, A2 e A3, em anexo.

ocorre com relação ao conceito M2. Existe, nesse caso, apenas uma leve tendência, ao nível de significância de 10%, de que a causalidade flui unidirecionalmente daquele componente monetário que inclui os saldos dos depósitos a prazo dos bancos comerciais para o nível de renda. Constatou-se, ainda, que a causalidade flui unidirecionalmente, de maneira contrária, do nível de renda para os componentes monetários mais amplos, e essa relação se revelou como sendo mais forte quando o conceito de moeda M4 foi usado.

TABELA 1 – TESTES F PARA OS COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES, NÍVEL DE RENDA E AGREGADOS MONETÁRIOS, SEGUNDO O PROCEDIMENTO DE GRANGER, 1º TRIMESTRE DE 1973 AO 4º TRIMESTRE DE 1987.

DIREÇÃO DA CAUSALIDADE	TESTES F (a)	R ²
Y para BM	0.549	0.052
BM para Y	6.424 (b)	0.391
Y para M	1.923	0.161
M para Y	3.731 (b)	0.272
Y para M2	2.089	0.173
M2 para Y	2.362 (d)	0.191
Y para M3	2.560 (d)	0.208
M3 para Y	1.643	0.141
Y para M4	3.373 (c)	0.252
M4 para Y	0.903	0.083

FONTE: Triches (1990, Anexo B, p. 1)

Nota: a) Teste F calculado para a hipótese de que os b_j e os c_j , ou seja os coeficientes das variáveis independentes defasadas são iguais a zero no seu conjunto. As regressões incluem também o termo constante.

b) Significante ao nível de 1% F 0.01 (4, 40) = 3.65

c) Significante ao nível de 5% F 0.05 (4, 40) = 2.61

d) Significante ao nível de 10% F 0.10 (4, 40) = 2.09

Em termos gerais, estes resultados parecem não coincidir com as conclusões obtidas por Cardoso (1977), embora ela tenha usado o teste de Sims, com séries alternativas para o nível de renda e diferentes conceituações dos meios de pagamento, os quais foram, posteriormente revisados pelo Banco central.⁷ Todavia, os testes produziram resultados compatíveis com a teoria econômica tradicional e as conclusões obtidas por Sims.

Os testes de causalidade entre a taxa de expansão dos cinco conceitos alternativos dos estoques monetários e a taxa de variação do nível de preços expressos pela estatística F estão reportados na tabela 2. Parece bastante estranho notar que existe uma relação causal altamente significativa, fluindo de forma unidirecional da taxa de inflação para a taxa de expansão de base monetária. Já a causalidade entre a taxa de variação dos demais componentes monetários e a taxa de inflação corre em ambas as direções, isto é, os testes demonstraram a existência de uma estrutura de realimentação, embora a relação causal que flui dos conceitos alternativos de moeda para a taxa de mudança do nível geral de preços se mostrem bem menos significativas, somente, ao nível de 5% e 10% para M1 e para o conceito mais amplo M4 respectivamente. Observa-se, ainda, que existe uma causalidade bidirecional entre a taxa de variação dos preços e a taxa de crescimento do componente monetário medido pelos saldos dos depósitos a prazo dos bancos comerciais e os depósitos das cadernetas de poupança no mesmo nível de significância de 5% ...

⁷ Cardoso (1977) analisou o período da economia brasileira de 1954 e 1969, com dados trimestrais; ela obteve que a hipótese de causalidade unidirecional da moeda para o nível de renda não é aceita. Ela tem sido criticada, principalmente, por Marques (1983) face às técnicas e aos procedimentos usados para perfilar as séries.

TABELA 2 – TESTES F PARA OS COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES, TAXA DE INFLAÇÃO E COMPONENTES MONETÁRIOS, SEGUNDO O PROCEDIMENTO DE GRANGER, 1º TRIMESTRE DE 1973 AO 4º TRIMESTRE DE 1987.

DIREÇÃO DA CAUSALIDADE	TESTES F (a)	R ²
P para BM	3.903 (b)	0.224
BM para P	1.689	0.111
P para M	3.989 (b)	0.228
M para P	3.417 (c)	0.210
P para M2	2.905 (c)	0.177
M2 para P	3.531 (c)	0.207
P para M3	2.427 (b)	0.159
M3 para P	2.629 (c)	0.162
P para M4	2.722 (c)	0.144
M4 para P	2.215 (d)	0.141

FONTE: Triches (1990, Anexo B, p. 1)

Nota: a) Teste F calculado para a hipótese de que os b_j e os c_j , ou seja os coeficientes das variáveis independentes defasadas são iguais a zero no seu conjunto. As regressões incluem também o termo constante.

b) Significante ao nível de 1% $F_{0.01}(4, 59) = 3.65$

c) Significante ao nível de 5% $F_{0.05}(4, 59) = 2.61$

d) Significante ao nível de 10% $F_{0.10}(4, 59) = 2.04$

Desta forma, os resultados indicam que a moeda, para a economia brasileira, independente de sua definição, não pode ser tratada de maneira exógena em relação ao nível de preços. Portanto, as emissões de papel moeda são “causadas” pela elevação da taxa de variação dos preços, que, por sua vez, cresce ainda mais com a criação e ampliação de liquidez na economia.

Da maneira geral, pode-se afirmar que os resultados obtidos possuem suporte empírico para a economia brasileira. Além disso, eles são

amplamente suportados pela corrente teórica estruturalista. Muito embora os testes não tenham exibido relação causal que corre da base monetária para a taxa de inflação, contrariamente a estudos realizados no Brasil.⁸

Tentou-se verificar também o comportamento isolado entre a taxa de inflação e as taxas de rendimentos sobre ativos financeiros. Na tabela 3, encontram-se os valores obtidos para os testes das estatísticas F. Assim, pode ser observado que existe uma causalidade fluindo unidirecionalmente da taxa de variação dos preços para as taxas de rendimentos sobre as Letras de Câmbio. Por outro lado, os testes acusaram que existe ainda uma menor relação causal entre a taxa de rendimentos das cadernetas de poupança com a taxa de mudança do nível geral dos preços. Isto parece evidenciar que a mudança de regime, como a prefixação da correção monetária durante a década de 70, alteração da periodicidade dos rendimentos de trimestral para mensal e a mudança da metodologia usada na formação do índice geral de preços, tem afetado o direcionamento de ambas as variáveis.

Finalmente, os resultados indicam, como já era de se esperar, que existe uma forte estrutura de realimentação entre a taxa de inflação e taxa de rendimentos auferidos sobre a aplicação no mercado aberto, isto é, a causalidade flui em ambas direções ao mesmo nível de significância.

Desta forma, qualquer política praticada pelas autoridades governamentais no sentido de manter taxas elevadas sobre as operações de mercado aberto produz um efeito realimentador sobre a taxa de inflação e vice-versa. Isto pode ser aplicado via elevação do custo financeiro, pois as taxas de juros, na economia brasileira, tendem a seguir o comportamento da taxa de juros sobre as operações financeiras realizadas no mercado aberto.

⁸ Alguns estudos sobre a economia brasileira apontaram que existe uma causalidade fluindo bidirecionalmente entre os meios de pagamento e a taxa de inflação como Cardoso (1977); Contador (1978a) analisando a economia no período de 1955 a 1976, embora para este a base monetária seja exógena; Marques (1983), estudando o período de 1946 a 1981, tanto na base monetária como nos meios de pagamento ocorre uma estrutura de realimentação com a taxa de variação do nível dos preços, mas a causalidade da taxa de inflação para a base monetária é menos significativa; Carreiro Neto e Fraga Netto (1984) analisaram o período da economia brasileira de 1971 a 1981, para eles existe uma causalidade que corre bidirecionalmente entre a base monetária a taxa de inflação. A taxa de inflação, total de crédito da economia e empréstimo do Banco do Brasil ajudam a explicar as atividades econômicas; Brandão (1985), observando período de 1969 a 1984, concluiu que tantos os preços agrícolas como os preços industriais são afetados indiretamente pela base monetária.

TABELA 3 – TESTE F PARA OS COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES, TAXA DE INFLAÇÃO E AS TAXAS DE JUROS SEGUNDO O PROCEDIMENTO DE GRANGER.

DIREÇÃO DA CAUSALIDADE	TESTES F	R ²
P para RL	8.716 (a)	0.406
RL para P	0.480	0.036
P para RS	3.159(b)	0.198
RS para P	0.770	0.057
P para RO	9.084(a)	0.453
RO para P	7.660(a)	0.410

FONTE: Triches (1990, Anexo B, p. 1)

Nota: Teste F calculado para a hipótese de que os b_j e os c_j , ou seja os coeficientes das variáveis independentes defasadas são iguais a zero no seu conjunto. As regressões incluem também o termo constante.

a) Significante ao nível de 1% F 0.01 (4, 57) = 3.65

b) Significante ao nível de 5% F 0.05 (4, 57) = 2.53

Significante ao nível de 10% F 0.10 (4, 57) = 2.04

Para "RO" e "P" F (4 49) e os valores são 3.13, 2.61 e 2.09, respectivamente.

Assim, pode-se verificar que existe certa coerência nos testes de causalidade. Esta constatação se torna mais clara quando se estuda o comportamento das variáveis que representam a taxa de juros e a taxa de inflação. Teoricamente, ambas as taxas estão estritamente atreladas pela relação fisheriana, ou seja, a única diferença entre elas é dada pela componente taxa de juros real. É necessário, no entanto, ter certa cautela na aceitação de conclusões derivadas dos testes que investigam a causalidade entre as variáveis, pois eles são bastante sensíveis ao tratamento econométrico empregado.

4. CONCLUSÕES

Através da análise sobre a causalidade entre as variáveis monetárias e a taxa de inflação, buscou-se um melhor entendimento nas relações que ocorrem entre as principais variáveis de interesse na elaboração de política econômica, pois a moeda sempre tem assumido o papel central nos modelos econômicos para a determinação dos preços, renda, crescimento equilibrado e, indiretamente, do nível de emprego. Desta forma, os testes de causalidade, segundo a metodologia de Granger, apontaram que a relação causal corre unidirecionalmente dos conceitos mais próximos de moeda, base monetária e meios de pagamentos, para o nível de renda nominal. Essas conclusões, portanto, são amplamente sustentadas e defendidas pela teoria econômica tradicional. Assim, uma dada alteração na oferta de moeda via política monetária, conforme estes resultados, tende a provocar imediatamente um impacto no nível de renda nominal. Por outro lado, à medida que o conceito de liquidez da economia por expandido, os resultados passaram a indicar a existência de uma inversão na causalidade, ou seja, a relação causal de desloca da renda nominal para os agregados "M3" e "M4", embora, isso ocorra a um baixo nível de significância. Conseqüentemente, a proposição de que existe uma causalidade fluindo bidirecionalmente entre as variáveis renda monetária e a moeda para a economia brasileira não pode ser aceita como verdadeira.

Os testes de causalidade indicam também a presença de uma relação causal entre a taxa de expansão dos componentes monetários e a taxa de variação dos preços. Em geral, os resultados demonstraram que a moeda, independentemente de sua definição, deve ser tratada de forma endógena em relação à taxa de inflação. Estas conclusões, por sua vez, são amplamente respaldadas pela visão da escola estruturalista. Logo, a hipótese formulada previamente de que a causalidade corre de forma bidirecional entre a oferta monetária e a taxa de inflação para economia em desenvolvimento como a brasileira não pode ser refutada, salvo se a moeda for expressa pela base monetária. A conclusão, embora muito pouco esperada, indica que não existe qualquer estrutura de realimentação entre a taxa de variação do nível de preços e a taxa de expansão da base monetária. Isso parece sugerir que os efeitos provocados por uma política governamental expansionista passariam a atuar efetivamente na economia apenas quando as novas emissões são incorporadas aos demais componentes monetários que são influenciados

diretamente pelo comportamento do público. Além disso, esses resultados apontam que a criação ou ampliação dos estoques de papel-moeda são exigidos devido a pressões inflacionárias, as quais, por sua vez, são reforçadas com aumento da liquidez do sistema.

Destarte, as conclusões da endogeneidade da moeda tendem a prejudicar seriamente a avaliação do desempenho da política de demanda e da própria condução da política de controle da demanda agregada. Além disso, o controle da taxa de variação dos preços não se torna possível apenas via controle da oferta de moeda como abordam os adeptos da escola monetarista.

Finalmente, os testes de causalidade foram ainda usados para investigar o relacionamento entre a taxa de variação dos preços e as taxas de rendimentos sobre os ativos financeiros. O principal objetivo foi o de verificar o poder de explicação desses testes, pois a relação causal entre a taxa de inflação e a taxa de juros é relativamente óbvia, no ponto de vista teórico, devido ao tratamento equacional fisheriano. Desta forma, os testes têm confirmado uma causalidade unidirecional se deslocando da taxa de variação dos preços para a taxa de juros sobre as letras de câmbio. Entretanto, existe uma forte estrutura de realimentação entre a taxa de rendimentos sobre as aplicações realizadas no mercado aberto e a taxa de inflação. Além disso, esses mesmos testes geram a conclusão de que entre a taxa de juros sobre os saldos em caderneta de poupança e a taxa de oscilação dos preços existe uma relação causal, relativamente baixa quando comparada com as demais taxas de rendimentos. É muito provável que isso seja devido a mudanças no regime da economia. Como a prefixação e alteração dos indicadores que corrigem as depreciações monetárias.

Assim sendo, as conclusões derivadas dos testes de causalidade empregados apresentam certa coerência lógica, principalmente, quando as variáveis envolvidas são a taxa de juros e a taxa de inflação. Portanto, isso parece indicar que eles receberam um tratamento adequado. Deve-se ressaltar ainda que os diferentes procedimentos ou técnicas usadas nesses testes tendem a influenciar os resultados como têm sido abordados na literatura.

TABELA A1 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER: REGRESSÕES COM FILTRO ENTRE O NÍVEL DE RENDA E COMPONENTES MONETÁRIOS, 1º TRIMESTRE DE 1973 AO 4º TRIMESTRE DE 1987

REGRESSÕES										
VAR.	COEF	BM contra Y	Y contra BM	M contra Y	Y contra M	M2 contra Y	Y contra M2	M3 contra Y		
CONST		0,0319 (1,16)	0,0018 (0,09)	0,0160 (0,69)	-0,0025 (-0,11)	0,0072 (0,55)	-0,0037 (-0,17)	0,0194 (1,33)		
-1		-1,5038 (-9,99)	-0,7534 (-4,44)	-1,2180 (-8,11)	-0,7410 (-4,48)	-1,6583 (-9,29)	-0,7030 (-4,25)	-1,5800 (-8,39)		
-2		-1,1133 (-4,68)	-0,2910 (-3,20)	-0,6714 (-2,32)	-0,2488 (-2,57)	-1,2945 (-4,31)	-0,2490 (-2,42)	-1,2516 (-4,15)		
-3		-0,7708 (-2,95)	-0,0634 (-1,61)	-0,3148 (-1,50)	-0,0406 (-0,69)	-0,9585 (-3,14)	-0,0410 (-0,70)	-0,8731 (-2,66)		
-4		-0,1223 (-0,69)	-0,0134 (-0,64)	0,2100 (1,34)	0,0057 (0,24)	-0,3384 (-1,85)	0,0132 (0,60)	-0,3100 (-1,64)		
Soma dos Coef.		-3,5102	-1,1412	1,9942	-1,0247	-4,2507	-0,9798	-4,0147		
I	-1	0,6736 (2,95)	-0,0819 (-0,73)	0,0300 (2,19)	-0,0478 (-0,26)	0,0749 (0,76)	-0,2406 (-0,79)	0,0184 (0,16)		
N	-2	0,2737 (2,20)	-0,2623 (-1,48)	0,0632 (0,79)	-0,1896 (-0,65)	0,0199 (0,33)	-0,2016 (-0,40)	-0,0152 (-0,21)		
D	-3	0,1060 (1,52)	-0,1929 (-0,99)	-0,0109 (-0,22)	-0,4304 (-1,47)	-0,0010 (-0,03)	-0,4334 (-0,84)	-0,0163 (-0,40)		
E	-4	0,0272 (0,96)	0,0800 (0,60)	-0,0233 (-1,16)	-0,1859 (-0,98)	-0,0093 (-0,40)	-0,3618 (-1,23)	-0,0085 (-0,56)		
Soma dos Coef.		1,0805	-0,4571	0,0590	-0,8537	0,0885	-1,2574	-0,0216		
R ²		0,898	0,615	0,995	0,566	0,933	0,546	0,8414		
SER		0,182	0,135	0,118	0,144	0,067	0,147	0,095		
DW		2,362	1,940	1,982	1,998	1,942	2,084	2,170		
F		39,67	7,19	64,43	5,88	62,32	5,40	23,87		

FONTE: Triches (1990, Anexo B, D.1)

Nóta: Os valores entre parênteses referem-se à estatística "t" de Student; SER é o desvio padrão da regressão; D, W é a estatística Darbin-Watson para testar a ausência de autocorrelação residual; o polinômio usado para perfilar as séries ou, 1 - 2,25L + 1,687L² - 0,418L³. Além disso, tem-se usado análise dos res- duos ou "outliers" e foram excluídas aquelas observações não alinhadas com as demais.

TABELA A2 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER: REGRESSÕES COM FILTRO ENTRE O NÍVEL DE RENDA, TAXA DE INFLAÇÃO E OS COMPONENTES MONETÁRIOS, 1º TRIMESTRE DE 1973 AO 4º TRIMESTRE DE 1987

REGRESSÕES										
VAR.	COEF	Y contra M3	M4 contra Y	Y contra M4	P contra BM	BM contra P	P contra M	M contra P		
CONST		-0,0057 (-0,27)	0,0183 (1,17)	-0,0102 (-1,80)	0,0174 (0,18)	-0,0018 (-0,11)	0,0237 (0,27)	-0,0036 (-0,28)		
-1		-0,8455 (-4,59)	-1,3489 (-7,24)	-1,0210 (-5,72)	-0,1670 (-1,11)	0,0523 (0,37)	-0,2392 (-1,74)	0,2827 (2,10)		
-2		-0,3358 (-2,92)	-0,9725 (-3,06)	-0,4148 (-3,78)	-0,2331 (-1,58)	0,0341 (0,27)	-0,2430 (-1,61)	0,2201 (1,74)		
-3		-0,0782 (-1,19)	-0,6751 (-2,07)	-0,1012 (-1,66)	-0,2193 (-1,58)	-0,2110 (-1,51)	-0,2124 (-1,47)	-0,3226 (-2,36)		
-4		0,0046 (0,18)	-0,3923 (-1,99)	0,0016 (0,07)	-0,0404 (-0,00)	0,3879 (2,74)	0,0286 (0,21)	0,4499 (2,87)		
Soma dos Coef.		-1,2549	-3,3888	-1,5354	-0,6588	0,2693	0,6660	0,6310		
I	-1	0,1059 (0,35)	-0,1234 (-0,96)	0,4662 (1,80)	-0,8387 (-1,08)	0,0108 (0,40)	-1,6938 (-1,78)	0,0468 (2,40)		
N	-2	0,3710 (0,76)	-0,0784 (-0,99)	0,9362 (2,12)	-1,8905 (-2,73)	0,0444 (1,64)	-1,7780 (-2,00)	0,0247 (1,58)		
D	-3	0,2093 (0,49)	-0,0362 (-0,83)	0,5160 (1,13)	-1,1409 (-1,49)	0,0832 (3,28)	-1,3592 (-1,41)	0,0676 (3,30)		
E	-4	-0,0476 (-0,15)	-0,0121 (-0,75)	-0,1160 (-0,42)	-0,8557 (-0,96)	0,0428 (1,59)	-1,9842 (-1,79)	0,0166 (0,85)		
Soma dos Coef.		0,6396	-0,2501	1,8024	-4,7258	0,1812	-6,8152	0,1557		
R ²		0,5187	0,774	0,584	0,196	0,362	0,291	0,585		
SER		0,151	0,101	0,141	0,721	0,131	0,678	0,096		
DW		2,039	2,321	2,141	1,984	1,814	1,868	1,817		
F		4,85	15,44	6,31	1,53	3,54	2,56	7,19		

FORNTE: Triches (1990, Anexo B, p.1)

Nota: Os valores entre parênteses referem-se à estatística "t" de Student; SER é o desvio padrão da regressão; D, W é a estatística Darbin-Watson para testar a ausência de autocorrelação residual. As regressões efetuadas com taxa de inflação e taxa de expansão dos agregados monetários não incluem filtros para limpar as séries da autocorrelação serial.

TABELA A3 -- TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER: REGRESSÕES ENTRE A TAXA DE INFLAÇÃO E A TAXA DE EXPANSÃO DOS COMPONENTES MONETÁRIOS, 1º TRIMESTRE DE 1973 AO 4º TRIMESTRE DE 1987

REGRESSÕES									
VAR.	COEF	M2 contra M2	M2 contra P	P contra M3	M3 contra P	P contra M4	M4 contra P		
	CONST								
-1		0,0159 (0,17)	-0,0036 (-0,40)	0,0050 (0,50)	-0,0034 (-0,42)	0,0013 (0,01)	-0,0044 (-0,49)		
D		0,1300 (0,90)	-0,0280 (-0,18)	0,2159 (1,29)	-0,1259 (-0,78)	0,2288 (1,32)	-0,3461 (-2,04)		
-2		0,0037 (0,02)	0,3809 (2,47)	0,0635 (0,39)	0,2381 (4,52)	-0,0120 (-0,06)	0,2898 (1,68)		
-3		-0,2115 (-1,48)	-0,0648 (-0,33)	-0,1148 (-0,78)	-0,0355 (-0,22)	-0,2012 (-1,27)	0,2283 (1,29)		
-4		0,0647 (0,47)	0,2341 (1,34)	0,0551 (0,39)	0,2134 (1,30)	0,0949 (0,62)	-0,0506 (-0,28)		
Soma dos Coef.		-0,0131	0,5222	0,2197	0,2901	0,1105	0,1214		
-1		-4,1216 (-2,65)	0,0241 (1,71)	-3,6363 (-1,96)	0,0227 (1,56)	-2,5236 (-1,40)	0,0381 (2,33)		
-2		-1,8126 (-1,15)	0,0220 (1,54)	-2,6403 (-1,46)	0,0183 (1,28)	-1,5108 (-0,83)	0,0071 (0,43)		
-3		4,1797 (2,11)	0,0392 (2,78)	2,6886 (1,43)	0,0045 (0,35)	2,5679 (1,36)	-0,0241 (-1,63)		
-4		-1,0028 (-1,13)	-0,0002 (-0,01)	-2,7656 (-1,47)	-0,0295 (-2,38)	-4,2355 (-2,23)	-0,0450 (-2,41)		
Soma dos Coef.		-3,7573	0,0851	-6,3536	0,0160	-5,7020	-0,0139		
R ²		0,249	0,439	0,201	0,300	0,197	0,269		
SER		0,698	0,069	0,719	0,063	0,721	0,068		
DIW		2,030	1,605	1,980	1,806	1,998	1,710		
F		2,07	4,90	1,57	2,68	1,51	2,30		

FONTE: Triches (1990, Anexo B, p.1)

Nota: Os valores entre parênteses referem-se à estatística "t" de Student; SER é o desvio padrão da regressão; D, W é a estatística Durbin-Watson para testar a ausência de autocorrelação residual. As regressões efetuadas com taxa de inflação e taxa de expansão dos agregados monetários não incluem filtros para limpar as séries da autocorrelação serial.

BIBLIOGRAFIA

- BRANDÃO, Antônio S. P. **Moeda e Preços Relativos: Evidência Empírica**. Rio de Janeiro, FGV, maio 1985. 54p. (Texto para Discussão n. 60).
- BRILLEMBOURG, Arturo & KHAN, Mohsin S. The Relationship Between Money, Income, and Prices: Has Money Mattered Historically? **Journal of Money, Credit, and Banking**. Columbus, Ohio State University Press, v. 11, n. 3 Aug. 1979, p. 358-64.
- CARDOSO, Eliana A. Moeda e Inflação: Algumas Evidências da Economia Brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, IPEA, v. 7, n. 2, ago. 1977, p. 423-34.
- CARNEIRO NETTO, Dionísio D. & FRAGA NETTO, Armínio. Variáveis de Crédito e Endogeneidade dos Agregados Monetários: Nota Sobre a Evidência Empírica nos Anos 70. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, IPEA, v. 14, n. 1, abr. 1984, p. 175-96.
- CONTADOR, Cláudio R. A Exogeneidade da Oferta de Moeda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, IPEA, v. 8, n. 2, ago. 1978a, p. 475-504.
- CUDDINGTON, John T. Money, Income, and Causality in the United Kingdom: An Empirical Reexamination. **Journal of Money, Credit, and Banking**. Columbus, Ohio State University Press, v. 13, n. 3, Aug. 1981, p. 342-51.
- FEIGE, Edgar L. & PEARCE, Douglas K. The Causal Relationship Between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis. **The Review of Economic and Statistics**. Cambridge, Harvard University Press, v. 61, Nov. 1979, p. 521-33.
- GRANGER, Clive W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**. Cambridge, Massachusetts Institute of Technology, v. 40, n. 2, July 1969, p. 361-438.
- HSIAO, Cheng. Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data. **Journal of American Statistical Association**. Washington D. C., American Statistical Association, v. 74, n. 67, Sept. 1979, p. 553-60.
- MARQUES, Maria S. B. Moeda e Inflação: A Questão da Causalidade. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, FGV, v. 37, n. 1, jan./mar. 1983, p. 13-38.
- MEHRA, Y. P. Money Wages, Prices, and Causality. **Journal of Political Economy**. Chicago, University of Chicago Press, v. 85, n. 6, Dec.

- 1977, p. 1227-44.
- . Is Money Exogenous in Money Demand Equations? **Journal of Political Economy**. Chicago, University of Chicago Press, v. 86, n. 2, Apr. 1978, p. 211-28.
- MIXOX JR, J. W. et alii. Cross-National Money to Income Causality: U. S. Money to U. K. Income. **Journal of Money, Credit, and Banking**. Columbus, Ohio State University Press, v. 11, n. 4, Nov. 1979, p. 419-26.
- NELSON, Charles R. & SCHWERT, G. W. Tests for Predictive Relationships Between Time Series Variables: A Monte Carlo Investigation. **Journal of the American Statistical Association**. Washington D. C., American Statistic Association, v. 77, n. 377, Mar. 1982, p. 11-18.
- OSBORN, Denise R. Causality Testing and Its Implications for Dynamic Econometric Models. **The Economic Journal**. London, Royal Economic Society, v. 94, 1983, p. 82-96.
- SIMS, Christopher A. Money, Income, and Causality. **American Economic Review**. Nashville, American Economic Association, v. 62, Sept. 1972, p. 540-52.
- TEIXEIRA, Ernani & KLEIN, Benjamin. Análise do Setor Monetário da Economia Brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, IPEA, v. 8, n. 1, abr. 1978, p. 199-204.
- TRICHES, Divanildo. **Demanda por Moeda no Brasil e a Causalidade Entre as Variáveis Monetárias e a Taxa de Inflação: 1972 a 1987**. Porto Alegre, 1990. Dissert. (mestr., econ), UFRGS.
- WILLIAMS, David et. alii. Money, Income, and Causality: the U. K. Experience. **American Economic Review**. Nashville, American Economic Association, v. 66, n. 3, June 1976, p. 417-23.

MONETARY AGGREGATES, LEVEL OF NOMINAL INCOME, INFLATION RATE: A CAUSALITY ANALYSIS IN BRAZIL, 1972 TO 1987*

ABSTRACT

Through Granger's causality tests, with quarterly data, from the first quarter of 1972 until the last one of 1987, for the Brazilian economy, it has been verified that a unidirectional causal relationship exists going from the more restricted monetary aggregates to the nominal income level, and from this variable to the monetary aggregates in their broader concept.