

AGRICULTURA EM SÃO PAULO
Boletim Técnico do Instituto de Economia Agrícola

Ano 37

Tomo 3

1990

FORMAÇÃO DE PREÇOS DE CARNE BOVINA: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE AUTO-REGRESSÃO VETORIAL(1)

Flávia Maria de Mello Bliska(2)
Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros(3)

RESUMO

Pretendeu-se analisar a natureza das relações de transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado - produtor, atacado e consumidor - bem como o grau em que oscilações nesses preços são transmitidas de um nível para outro de mercado. A metodologia adotada permite estabelecer as interações entre os preços numa análise única e o estudo dos mecanismos pelos quais se processam as variações nos preços, além de determinar a intensidade e a duração dessas variações. Partiu-se do pressuposto que as variações nos preços possam iniciar-se em qualquer nível de mercado e que o sentido de causalidade entre os preços possa variar de acordo com a importância relativa de fatores ligados à oferta e demanda do produto. Utilizou-se nas análises séries de preços médios mensais reais ao nível de produtor, atacado e varejo, referentes ao mercado da cidade de São Paulo, no período de janeiro de 1971 a dezembro de 1987. Os resultados mostraram que não há evidências de que o nível de atacado influencie os demais níveis do mercado em termos de variações de preços, e a ausência de variável essencialmente exógena.

Palavras-chave: preços de carne bovina, análise de causalidade, modelo de auto-regressão vetorial, comercialização.

TRANSMISSION OF BEEF PRICES: AN APPLICATION OF THE AUTO-REGRESSIVE MODEL₁

SUMMARY

This work intended to analyse the nature of prices transmission relations in the beef market levels - producer, wholesale and consumer - as well as the intensity that prices variation are transmitted from a market level to other levels. The methodology adopted permits to analyse the interaction among prices in a single analysis, to study the mechanisms through which prices are

(1) Trabalho referente ao projeto SPTC 16-049/90. Recebido em 04/07/90. Liberado para publicação em 30/08/90.

(2) Engenheiro Agrônomo do Instituto de Tecnologia de Alimentos (ITAL).

(3) Professor Titular do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz (ESALQ).

affected, and to determine the intensity and the length of time of the process. The basic assumption assumed was the possibility of prices variations start in any market level, and that the direction of causality action among prices could vary according to the relative importance of different factors related to the supply and demand of the product. The series of monthly real prices average used were the current São Paulo city beef markets, from January 1971 to December 1987. The results showed no evidence of the wholesale market influence on the other levels of the market in terms of prices variation, and absence of essentially exogenous variable.

Key-words: beef prices, causality effect tests, auto-regressive model, marketing.

1 - INTRODUÇÃO

O estudo das alterações do preço da carne bovina e da forma como tais alterações se transmitem entre os diferentes níveis de mercado - produtor, atacado e varejo - é essencial para implementação de políticas agrícolas e econômicas voltadas para o setor de comercialização.

O mercado de carne se caracteriza por oscilações estacionais e plurianuais na oferta do produto, condicionadas pelos fenômenos da passagem da safra para a entressafra e do ciclo pecuário, ocasionando períodos de alta e baixa nos preços, DIAS (11); ADABO (1); NASCIMENTO (24); GARCIA (14); MUELLER (23).

Sendo a produção de carne sujeita a ciclos tão marcantes, poder-se-ia supor que as variações de preços se originassem predominantemente ao nível de produção. Todavia, sendo o setor de atacado oligopolizado, MASCOLO (21); ADABO (1), é possível que as oscilações de produção se reflitam sobre os preços na dependência da atuação dos atacadistas. Por exemplo, os atacadistas poderiam alterar os preços em função de suas expectativas de escassez ou abundância em antecipação da ocorrência efetiva das mesmas. Finalmente, não se pode descartar a possibilidade de que oscilações de preços possam se iniciar no varejo, principalmente por ser a carne um produto de elasticidade - renda da demanda relativamente elevada. Nessas condições, variações de renda associadas ao comportamento dos salários e do nível de emprego podem ocasionar va-

riações de demanda e, conseqüentemente, de preços no varejo. Finalmente, condicionantes ligados ao mercado externo e à política agrícola podem também afetar o padrão de transmissão de preços. Conclui-se, então, que oscilações de preços de carne bovina podem se originar a priori em qualquer dos níveis de comercialização.

Neste trabalho, a interação dos diversos níveis de mercado para formação de preço é examinada mediante análise de causalidade e estimação de elasticidade de transmissão de preços, cuja metodologia é exposta na próxima seção. A influência de um nível de mercado (atacado, por exemplo) sobre o preço num outro nível (produtor, por exemplo) é medida pela importância dos preços passados do primeiro nível em termos de previsão de preços no segundo nível. Caso essa influência seja estatisticamente importante, dir-se-á que o nível de atacado tende a liderar o nível de produtor em termos de transmissão de preços.

Diversos testes de causalidade entre variáveis econômicas têm sido realizados para determinar relações de causa e efeito sob um aspecto dinâmico do sistema econômico, SIMS (28, 29); HEIN (17); TEIXEIRA (31); BRANDÃO (7); BURNQUIST (8); BARROS & MARTINES Fo. (3); MARTINES Fo. (20). Entretanto, por limitações metodológicas, os estudos de determinação de preços e margens de produtos agrícolas puderam analisar a causalidade apenas entre pares de preços (varejo x atacado, atacado x produtor, produtor x varejo), não se podendo estabelecer o encadeamento dos preços entre os vá-

rios níveis de mercado numa análise única.

Com esta pesquisa pretende-se identificar os níveis de mercado que tendem a liderar os demais em termos de oscilações de preços de carne bem como o grau em que essas oscilações são transmitidas de um nível para outro de mercado. Utiliza-se uma metodologia que permite estabelecer o encadeamento desses preços numa análise única e o estudo dos mecanismos através dos quais se propagam os choques nesses preços, além de determinar a intensidade e a duração desses choques.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

2.1 - Dados Básicos

Para analisar as relações de transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado foram utilizadas séries de preços médios mensais do boi gordo para corte ao nível de produtor, das carcaças bovinas ao nível de atacado e dos cortes de carne bovina ao nível de varejo. Essas séries foram obtidas junto ao Instituto de Economia Agrícola (IEA) (18) e Fundação Getúlio Vargas (FGV) (27), no período, de janeiro de 1971 a dezembro de 1987. Essas séries foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços (IGP-DI) da FGV (10), para dezembro de 1987.

Ao nível de produtor foram utilizados os preços médios mensais do boi gordo recebidos pelos produtores dos Estados de São Paulo, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais e Rio Grande do Sul, pois verificou-se que apesar do Estado de São Paulo encontrar-se próximo a auto-suficiência em termos de produção de carne bovina, há abate em São Paulo de gado proveniente desses outros Estados.

2.2 - Metodologia

Parte-se do pressuposto de

que as variações de preços possam iniciar-se em qualquer nível de mercado, admitindo-se, ainda, que o sentido de causalidade entre os preços possa variar de acordo com a importância relativa de fatores ligados a oferta e demanda do produto. Para uma análise de equilíbrio estático ver GARDNER (15) e BARROS (2).

A análise aqui desenvolvida baseia-se na estimação dos parâmetros de um modelo de auto-regressão vetorial, SIMS (29); BESSLER (4); CHAMBERS (9); e BRANDÃO (7), constituído das variáveis Preço ao nível de produtor (P_p), Preço no atacado (P_a) e Preço no varejo (P_v).

Para estudar os mecanismos de propagação de choques nesses preços, obtêm-se os coeficientes da representação de médias móveis e decomposição da variância dos erros de previsão k -períodos adiante em percentagens a serem atribuídas aos choques nas variáveis componentes do modelo.

O modelo adotado permite a análise de diversos aspectos do problema, apresentando algumas vantagens sobre outros modelos, tais como possibilitar a análise de causalidade entre as três ou mais variáveis numa análise única e a obtenção de efeitos e duração de choques em cada uma das variáveis consideradas sobre as demais.

Estando a produção de carne bovina sujeita a variação cíclica plurianual e a variações estacionais dentro de um mesmo ano, inclui-se em cada auto-regressão realizada onze variáveis binárias, para controle dos efeitos sazonais, S_{it} (com $i = 1, \dots, 11$, sendo $S_{it} = 1$ para o mês de ordem $i + 1$ e $S_{it} = 0$ para os demais meses) e uma variável tendência (T).

Para controle da variação cíclica plurianual foram utilizados logaritmos neperianos de cada variável e análises harmônicas das séries de dados originais. A utilização desses filtros visa especialmente minimizar o problema da autocorrelação entre os resíduos.

No processamento dos dados - realização das auto-regressões vetoriais e testes de causalidade - utilizou-se o pacote estatístico Regression Analysis for Time Series (RATS), desenvolvido por DOAN & LITERMAN (12).

2.2.1 - Processos auto-regressivos vetoriais

Considerando X_t um processo estocástico estacionário com n componentes (X_t é um vetor n x 1), representativo de um processo auto-regressivo estacionário de média nula, BOX & JENKINS (6); MORETTIN & TOLOI (22); PINO (26), e levando-se em conta o Teorema da Representação de Wold, SARGENT (28), X_t pode ser representado por um sistema de médias móveis:

$$X_t = e_t + A_1 e_{t-1} + A_2 e_{t-2} + \dots \quad (1)$$

onde e_t é um processo estocástico com média zero, matriz de variância-covariância finita (Σ) e não-autocorrelacionado (e_t é um ruído branco).

Definindo-se L um operador de defasagens, tal que

$$L^j z_t = z_{(t-j)}$$

sendo j inteiro e A(L) (matriz de respostas a impulsos) um polinômio no operador L, dado por:

$$A(L) = A_0 + A_1 L + A_2 L^2 + \dots$$

onde A_j representa matrizes n x n para todo j e $A_0 = I$, pode-se reescrever (1) como:

$$X_t = A(L) e_t \quad (1')$$

Sob condições de invertibilidade, e sendo B(L) também um operador de defasagem, com coeficiente B_j , tem-se:

$$B(L) X_t = e_t \quad (2)$$

Sendo $B(L) = A^{-1}(L)$, os

polinômios A(L) e B(L) satisfazem a relação $A(L) B(L) = I$, então:

$$B(L) = B_0 - B_1 L - B_2 L^2 + \dots$$

onde $B_0 = I$.

Pode-se representar (2) na forma:

$$X_t = B_1 X_{(t-1)} + B_2 X_{(t-2)} + \dots + B_m X_{(t-m)} + e_t \quad (3)$$

Em (3), e_t é o erro de previsão, o qual pode se referir a inovação no processo X_t , de um período, definido por:

$$e_t = X_t - E(X_t / X_{(t-1)}, X_{(t-2)}, \dots) \quad (4)$$

Para K-períodos, os erros de previsão podem ser definidos por:

$$X_{(t+K)} - E(X_{(t+K)} / X_t, X_{(t-1)}, \dots) \quad (5)$$

com $K = 1, 2, 3, \dots$

2.2.2 - Teste da razão de verossimilhança

Para realização de testes de causalidade, deve-se estabelecer primeiramente o número de defasagens a ser considerado no modelo, uma vez que (4) contém um número infinito de parâmetros. Normalmente, compara-se duas formas alternativas do modelo: um sistema irrestrito (com maior número de defasagens) contra um sistema restrito (com menor número de defasagens). Rejeitando-se a hipótese de que as defasagens de ordem $m + 1, m + 2, \dots, M$ aumentam o poder explicativo da regressão, considera-se m como o número adequado de defasagens.

Nesta análise utiliza-se o seguinte teste de razão de verossimi-

lhança, sugerido por SIMS (30):

$$R = (T - K) (\log|Dr| - \log|Du|)$$

Onde $|Dr|$ e $|Du|$ são os determinantes da matriz da soma de produtos e produtos cruzados residuais (matrizes da estimativa de variância e covariância dos modelos), para os modelos, respectivamente, restritos e sem restrição. T é o tamanho da amostra e K o número de coeficientes estimados no modelo sem restrição. R é distribuído assintoticamente como χ^2 com $(m + \theta)$ graus de liberdade, onde θ é o número de restrições em cada equação. São ajustadas duas auto-regressões vetoriais, por mínimos quadrados ordinários aplicados a cada equação individualmente.

2.2.3 - Simulação de respostas a choques aleatórios

Após a determinação do número de defasagens, (3) pode ser estimada por mínimos quadrados ordinários.

De (3'), reescrita na forma:

$$X_t = e_t + A_1 e_{(t-1)} + A_2 e_{(t-2)} + \dots$$

Verifica-se que:

$$A_K = \begin{bmatrix} a_{11}^K & \dots & a_{1n}^K \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1}^K & \dots & a_{nn}^K \end{bmatrix} ; \quad e_t = \begin{bmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ \vdots \\ e_n(t) \end{bmatrix}$$

$$X_t = \begin{bmatrix} X_1(t) \\ X_2(t) \\ \vdots \\ X_n(t) \end{bmatrix}$$

Os choques decorrem de variações unitárias no vetor e_t e conhecendo-se (1), pode-se descrever o comportamento dinâmico das variáveis em resposta a choques sobre qualquer componente do sistema.

Assim, a i-ésima coluna de A_K mede o efeito de um choque unitário no i-ésimo componente do vetor de inovações no período $(t-K)$ sobre X_n no período t.

A matriz de variância-covariância de $e(t)$ não é uma matriz diagonal. Assim, os choques $e_1(t), e_2(t), \dots, e_n(t)$, podem ocorrer simultaneamente com uma probabilidade diferente de zero, isto é, podem ser contemporaneamente correlacionados, sendo o choque em $e_K(t-n)$ acompanhado por alterações contemporâneas nos demais $e_i(t-n)$. Portanto, para que se possa examinar efeitos de choques em uma variável sobre o resto do sistema, pode-se utilizar um procedimento que diagonalize a matriz de variância-covariância (Σ).

O procedimento mais comum, e que será utilizado neste trabalho, é a decomposição de Cholesky. Dessa forma, se a matriz Σ for não-singular, existe uma matriz H, triangular inferior e não-singular, tal que:

$$\Sigma = H \cdot H'$$

onde H' é a matriz transposta de H. Isto é:

$$H^{-1} \cdot \Sigma (H')^{-1} = I$$

Definindo-se $n(t) = H^{-1} e(t)$, tem-se que:

$$E|n_t n_t'| = E (H^{-1} e_t e_t' (H^{-1})') =$$

$$\equiv H^{-1} E (e_t e_t') (H^{-1})' =$$

$$= H^{-1} \Sigma (H')^{-1} = I$$

Se $D = H^{-1}$ e multiplicando-se (3) por D, obtêm-se:

$$D \cdot B(L) X_t = D \cdot e_t = H^{-1} \cdot e_t$$

Então:

$$D \cdot B(L) X_t = n_t$$

Se $H(L) = D B(L)$, obtêm-se:

$$H(L) \cdot X_t = n_t \quad (6)$$

A qual pode ser representada por médias móveis,

$$X_t = G(L) n_t \quad (7)$$

onde $G(L) = A(L) \cdot H$ e n_t é um ruído branco.

Assim, G_j mede o impacto de um choque unitário em $n_i(t-j)$, igual a um desvio padrão de e_t , sobre X_t , BRANDÃO (7).

Uma das principais vantagens das inovações ortogonalizadas sobre as demais é a de serem não-correlacionadas. No entanto, há uma decomposição diferente para cada ordenação das variáveis, sendo que a direção do efeito captado decorre da seleção arbitrária da ordem das variáveis no vetor analisado. Logo, quanto menor a covariância contemporânea (menor correlação entre os resíduos) menor é a importância da ordem selecionada.

Embora possa não haver causalidade entre duas variáveis, poderá haver efeito de um choque em uma delas

sobre a outra, devido a covariância entre seus erros.

2.2.4 - Decomposição dos erros de previsão de K-períodos

Partindo-se da equação (4) para um período tem-se:

$$e_t = X_t - E(X_t/X_{(t-1)})$$

$$E (e_t \cdot e_t') = \Sigma = H \cdot H'$$

onde a diagonal principal é uma soma de quadrados.

Para um modelo de duas variáveis tem-se:

$$H = \begin{bmatrix} h_{11} & 0 \\ h_{21} & h_{22} \end{bmatrix};$$

$$H \cdot H' = \begin{bmatrix} h_{11}^2 & (h_{11} \cdot h_{21}) \\ (h_{11} \cdot h_{21}) & (h_{21}^2 + h_{22}^2) \end{bmatrix}$$

$$e \quad e_t' = (e_{1t}, e_{2t})'$$

Observa-se que 100% da variância do erro de previsão de um período em X_{1t} se deve aos choques sobre X_{1t} e que $(h_{21}^2/h_{21}^2 + h_{22}^2) \cdot 100\%$ da variância do erro de previsão em X_{2t} se deve a choques em X_{1t} .

A variância do erro de previsão para K-períodos é obtida de:

$$X_{(t+K)} = G_0 n(t+K) + G_1 n(t+K-1) + \dots$$

$$+ G_{K-1} n(t+1) + G_K n(t) +$$

$$+ G_{K+1} n(t-1) + \dots$$

Logo:

$$X(t+K) - E|X(t+K)/X_t, X(t-1)...| =$$

$$= \sum_{j=0}^{K-1} G_j n(t+K-j)$$

E a variância é:

$$\sum_{j=0}^{k-1} A_j \sum_{j=0}^{k-1} A_j' = \sum_{j=0}^{k-1} (A_j H) (A_j H)'$$

A diagonal principal de cada uma das matrizes desta soma é uma soma de quadrados, podendo-se atribuir à variância do erro de previsão de cada período a parcela devida à própria variável e as parcelas devidas às demais BRANDÃO (7).

2.3 - Análise de Causalidade

De acordo com GRANGER (16), sendo X_t um processo estocástico estacionário, $\bar{U}(t-1)$ o conjunto universo de informações acumuladas até o momento $(t-1)$, e $P_t(X_t/\bar{U}(t-1))$ o preditor ótimo e não-viesado de mínimos quadrados de X_t , restrito ao universo de informações $\bar{U}(t-1)$, haverá um erro de previsão $E_t(X_t/\bar{U}_{t-1}) = X_t - P(X_t/\bar{U}(t-1))$ com variância $\sigma^2(X_t/\bar{U}(t-1))$.

Então, se:

$$\sigma^2(X_t/\bar{U}(t-1)) < \sigma^2(X_t/\bar{U}(t-1) - \bar{Y}(t-1))$$

diz-se que \bar{Y}_t está causando X_t , pois há maior capacidade de previsão de X_t usando toda a informação disponível em $(t-1)$ do que quando se excetua aquela referente à série Y, ou seja:

$$\bar{U}(t-1) - \bar{Y}(t-1)$$

Quando:

$$\sigma^2(X_t/\bar{U}(t-1)) < \sigma^2(X_t/\bar{U}(t-1) - \bar{Y}(t-1))$$

e

$$\sigma^2(Y_t/\bar{U}(t-1)) < \sigma^2(X_t/\bar{U}(t-1) - X(t-1))$$

haverá um "feedback" entre X e Y.

Caso seja possível prever melhor X_t usando-se também o valor corrente de Y_t e não apenas $\bar{Y}(t-1)$, ou seja:

$$\sigma^2(X_t/\bar{U}(t-1), Y_t) < \sigma^2(X_t/\bar{U}(t-1)),$$

a causalidade é dita instantânea.

O seguinte teste de causalidade, conhecido por Teste Direto de Granger, pode ser obtido limitando-se o universo de informações às séries X e Y, estacionárias e estocásticas;

$$X_t = \sum_{j=1}^{\infty} a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} b_j Y_{t-j} + \epsilon_j \quad (8)$$

e

$$Y_t = \sum_{j=1}^{\infty} c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} d_j Y_{t-j} + n_t \quad (9)$$

$$E(E_t \epsilon_s) = 0 = E(n \neq n_s), s \neq t \text{ e } E(E_t n_s) = 0,$$

para todo t,s.

As equações (8) e (9) são, então, estimadas por mínimos quadrados ordinários. Diz-se que Y causa X se os b_j 's forem em conjunto estatisticamente diferentes de zero, e que X causa Y se os c_j 's forem em conjunto estatisticamente diferentes de zero. Se ocorrerem os dois eventos há "feedback" entre X e Y. Caso esses coeficientes sejam todos estatisticamente iguais a zero não há relação de causalidade entre as variáveis em questão, SIMS (29); PIERCE & HAUGH (25); BISHOP (5); FEIGE & PEARCE (13); STOKES & NEUBÜRGER (31); MARQUES (19).

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 - Número de Defasagens Incluídas no Modelo

Dentre os diversos testes de razão de verossimilhança realizados, aquele que apresentou resultado mais significativo comparou um modelo irrestrito com 24 defasagens com um modelo restrito com 12 defasagens, e este com um de seis defasagens. Diante dos resultados obtidos nos vários testes realizados, optou-se pela utilização de 12 defasagens para estimar os parâmetros de cada representação auto-regressiva utilizada.

3.2 - Análise de Causalidade

A análise dos resultados dos testes de F captou efeito causal dos preços de carne bovina no varejo para os preços no atacado, ao nível de significância de 8% (quadro 1). Foi captada também causalidade dos preços recebidos pelos produtores paulistas para os preços no mercado atacadista aos níveis de 12% e 14%. Os preços ao nível de atacado mostraram não afetar de forma significativa os demais preços e o sentido de causalidade entre os preços não se alterou em função dos diferentes filtros utilizados. Diante desses resultados, as evidências são fracas quanto à probabilidade de efeito causal entre as variáveis consideradas.

Realizou-se análises excluindo o nível de atacado, pois no decorrer das análises de transmissão de preços e de margens de comercialização, alguns resultados sugeriram que os dados ao nível de atacado apresentavam distorções. Essas possíveis distorções podem resultar tanto de imperfeições no sistema de coleta e processamento dos dados primários como da própria política de preços governamental. Sem o atacado, houve efeito causal no sentido dos preços recebidos pelos produtores paulistas para os preços recebidos pelo mercado varejis-

ta, ao nível de 4% de significância no modelo de auto-regressão vetorial em que não foram utilizados os logaritmos naturais das variáveis (quadro 2).

Com relação aos demais Estados produtores considerados nas análises, o modelo de auto-regressão vetorial utilizando os logaritmos naturais dos preços de mercado indica a existência de causalidade ao nível de 5% dos mercados varejista e atacadista sobre o mercado produtor de Minas Gerais (quadro 3). A níveis maiores de significância, foi captada causalidade do varejo e do atacado sobre os produtores de Mato Grosso e Goiás.

3.3 - Mecanismos de Propagação de Choques

Em função dos resultados obtidos na análise de causalidade, realizou-se análises dos efeitos de choques sobre os preços recebidos pelos produtores paulistas (PSP), atacadistas (PA) e varejistas (PV), utilizando-se a seguinte ordenação de variáveis no sistema: PSP-PV-PA. No sistema, utilizou-se os logaritmos naturais dos preços de mercado, possibilitando analisar também as elasticidades de transmissão de preços de um nível para outro de mercado.

Os choques sobre o varejo afetam instantaneamente o atacado, mas não o produtor e choques sobre o atacado não afetam os outros níveis de mercado, devido à ordem de variáveis adotada. A intensidade dos efeitos de choques nos níveis de varejo e atacado decresce rapidamente, anulando-se todos os efeitos após os primeiros meses. No entanto, os efeitos de choques sobre o nível do produtor persistem por período mais longo (cerca de trinta meses). Os efeitos dos choques iniciais tendem a se reverter - trocar de sinal - após o vigésimo mês e a desaparecer ou tornar-se desprezíveis dentro do horizonte em análise. No entanto, essas flutuações convergentes se dão ao redor da tendência ascen-

QUADRO 1. - Comparação de Níveis de Significância dos Testes F (1) na Análise de Causalidade da Carne Bovina, através de Auto-regressões Vetoriais Compostas das Variáveis PA, PV e PSP(2), Estado de São Paulo, 1971/87

Filtro(3)	Variável dependente(4)	Variável independente		
		PSP	PV	PA
(I)				
(28,77;0,88)	PA	19,00 (1,37)	26,00 (1,24)	0 (10,97)
(40,09;0,42)	PV	22,00 (1,31)	0 (5,58)	68,00 (0,77)
(32,54;0,75)	PSP	0 (14,55)	27,50 (1,21)	75,50 (0,69)
(II)				
(-9,80;0,11)	PA	37,00 (1,09)	33,50 (1,14)	0 (12,12)
(41,89;0,34)	PV	61,00 (0,83)	0 (7,09)	51,00 (0,94)
(44,59;0,24)	PSP	0 (17,64)	36,50 (1,09)	61,00 (0,84)
(III)				
(31,44;0,80)	PA	12,00 (1,52)	38,00 (1,07)	0 (3,75)
(34,04;0,69)	PV	26,00 (1,24)	0 (5,69)	30,00 (1,18)
(27,13;0,92)	PSP	0 (7,83)	26,00 (1,24)	54,50 (0,90)
(IV)				
(34,36;0,68)	PA	14,50 (1,45)	8,00 (1,66)	0 (11,19)
(31,72;0,79)	PV	69,50 (0,75)	0 (7,79)	72,00 (0,72)
(34,41;0,67)	PSP	0 (10,51)	28,50 (1,20)	63,50 (0,81)
(I)				
(39,47;0,44)	PA	23,00 (1,28)	23,50 (1,28)	0 (10,43)
(29,60;0,86)	PV	55,00 (0,90)	0 (6,49)	68,00 (0,77)
(33,22;0,73)	PSP	0 (11,62)	51,00 (0,93)	71,50 (0,73)

(1) Entre parênteses estão os valores de F.

(2) PA, PV e PSP referem-se aos preços reais de carne bovina recebidos pelos mercados atacadista e varejista da cidade de São Paulo e pelos produtores do Estado de São Paulo, respectivamente.

(3) (I) preços reais recebidos a cada nível de mercado.

(II) logaritmos naturais dos preços reais recebidos pelos mercados.

(III) séries de preços reais transformadas por análise espectral.

(IV) séries de preços reais no varejo transformadas por análise espectral e o filtro.

(V) série de preços reais no atacado transformadas por análise espectral e o filtro

Entre parênteses estão os valores do teste Q e seus níveis de significância.

(4) A ordenação das variáveis foi: PA, PV e PSP.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos de IEA (18) e FGV (27), deflacionados pelo IGP - DI para dezembro de 1987.

QUADRO 2.- Comparação de Níveis de Significância dos Testes F (1) na Análise de Causalidade de Carne Bovina, através de Auto-regressões Vetoriais Compostas das Variáveis PV e PSP(2), Estado de São Paulo, 1971/87

Filtro(3)	Variável dependente(4)	Variável independente	
		PV	PSP
(I)	(30,77;0,82)	0 (6,31)	4,00(1,88)
	(34,56;0,79)	21,00(1,32)	0 (20,25)
(II)	(35,13;0,64)	0 (8,24)	23,00(1,28)
	(41,38;0,36)	23,00(1,28)	0 (23,38)
(III)	(29,87;0,85)	0 (5,28)	15,50(1,44)
	(28,13;0,90)	18,00(1,38)	0 (9,00)
(IV)	(31,86;0,78)	0 (8,25)	40,00(1,06)
	(32,04;0,77)	21,00(1,32)	0 (14,80)
(I)	(31,56;0,79)	21,00(1,32)	0 (20,29)
	(30,77;0,82)	0 (6,31)	4,00(1,88)

(1) Entre parênteses estão os valores de F.

(2) PV e PSP referem-se aos preços reais de carne bovina recebidos pelo mercado varejista da cidade de São Paulo e pelos produtores do Estado de São Paulo, respectivamente.

(3) (I) preços reais recebidos nos dois níveis de mercado.

(II) logaritmos naturais dos preços reais recebidos pelos mercados.

(III) séries de preços reais transformadas por análise espectral.

(IV) séries de preços reais no varejo transformadas por análise espectral são o filtro.

Entre parênteses estão os valores do teste Q e seus níveis de significância.

(4) Nas quatro primeiras equações, a ordenação das variáveis é PV, PSP, na quinta equação, a ordenação das variáveis é PSP e PV.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos de IEA (18) e FGV (27), deflacionados pelo IGP - DI para dezembro de 1987.

QUADRO 3. - Níveis de Significância dos Testes F(1) na Análise de Causalidade da Carne Bovina através de Auto-regressões Vetoriais, Utilizando Logaritmos Naturais dos Preços de Mercado como Filtro, Estados de São Paulo, Mato Grosso, Goiás, Minas Gerais e Rio Grande do Sul, 19/1/87

Equação(2)	Variável dependente(3)	Variável independente		
		PSP	PV	PA
PSP/PV/PA				
(49,80;0,11)	PSP	0 (1,64)	36,50(1,09)	61,00(0,84)
(41,89;0,34)	PV	61,00(0,83)	0 (1,09)	51,00(0,94)
(44,59;0,24)	PA	37,00(0,09)	33,50(1,14)	0 (12,12)
PMT/PV/PA				
		PMT	PV	PA
(27,91;0,90)	PMT	0 (45,00)	13,40(2,23)	10,25(2,30)
(27,65;0,91)	PV	40,00(1,06)	0 (11,14)	79,00(0,65)
(47,06;0,17)	PA	51,50(0,93)	32,00(1,16)	0 (10,87)
PGO/PV/PA				
		PGO	PV	PA
(21,98;0,98)	PGO	0 (56,64)	6,50(1,73)	10,50(1,57)
(33,70;0,71)	PV	6,00(1,76)	0 (10,76)	78,00(0,67)
(43,08;0,30)	PA	22,00(1,31)	11,00(1,54)	0 (10,65)
PMG/PV/PA				
		PMG	PV	PA
(27,09;0,92)	PMG	0 (48,27)	0 (4,31)	4,00(1,90)
(36,56;0,58)	PV	8,50(1,64)	0 (11,62)	44,00(1,01)
(45,41;0,22)	PA	14,00(1,48)	32,00(1,15)	0 (12,38)
PRS/PV/PA				
		PRS	PV	PA
(30,40;0,83)	PRS	0 (31,20)	28,00(1,21)	19,00(1,36)
(38,13;0,51)	PV	80,00(0,64)	0 (12,65)	46,00(0,98)
(42,71;0,31)	PA	60,00(0,85)	9,00(1,64)	0 (11,13)

(1) Entre parênteses estão os valores de F.

(2) PSP, PMT, PGO, PMG, PRS, PV e PA referem-se aos logaritmos naturais dos preços reais da carne bovina recebidos pelos produtores dos Estados de São Paulo, Mato Grosso, Goiás, Minas Gerais e Rio Grande do Sul e pelos mercados varejista e atacadista da cidade de São Paulo, respectivamente.
Entre parênteses estão os valores do teste Q e seus níveis de significância.

(3) A ordenação das variáveis foi: PSP, PV e PA.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos de IEA (18) e FGV (21), deflacionados pelo IGP - DI para dezembro de 1987.

dente de preços (eliminada nesta parte da análise).

Os resultados mostraram que, instantaneamente, um aumento de 10% nos preços recebidos pelos produtores paulistas provoca aumentos de 8,128% nos preços de varejo e de 7,07% nos preços de atacado; o preço ao produtor alcança aumento de 11,192% no mês seguinte. Em geral, os efeitos de variações em PSP tendem a se tornar pequenos ou reverter seus sinais a partir do 2o. ano (quadro 4).

Um choque de uma unidade sobre o varejo afeta instantaneamente o atacado mas não o produtor e o mesmo tipo de choque sobre o atacado não afeta instantaneamente os demais níveis de mercado (quadros 5 e 6).

3.4 - Análise da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

O resultado dessa análise, utilizando-se a ordenação PSP, PV e PA sugere que PSP seja uma variável exógena, não afetada significativamente pelas demais, pois verificou-se que 100% da variância dos erros de previsão no primeiro período em PSP se deveu a choques na própria variável e nos demais períodos, a variância dos erros de previsão é, em sua maior parte, explicada também por variações em PSP. Porém, ao alterar a ordenação das variáveis na análise para PA-PV-PSP, os resultados se alteram de maneira significativa; a importância das inovações sobre PSP diminui, ao mesmo tempo em que aumenta a importância das inovações sobre PA e PV (quadros 7 e 8). Admite-se, então, que PSP não é variável essencialmente exógena, resultado coerente com o obtido na análise de causalidade.

4 - CONCLUSÕES

Com relação à análise de causalidade, os resultados mais importantes são a relativa passividade do atacado em relação aos demais níveis de mercado e a ausência de variável

essencialmente exógena.

Quanto aos mecanismos de propagação, constatou-se que os efeitos de choques nos níveis de atacado e varejo tendem a desaparecer após os primeiros meses, enquanto os choques ao nível de produtor persistem por períodos mais longos (cerca de trinta meses).

De qualquer forma, em geral, tem-se efeitos moderados, com elasticidades de transmissão de preços entre 0 e 1 em valor absoluto. Esses dados revelam a ausência de forças desestabilizadoras; pelo contrário, num prazo relativamente curto, produtores e consumidores reagem aos choques de preço - variando a produção e ajustando o consumo - de forma a se restabelecer a tendência dos preços.

Conclui-se, portanto, que uma maior estabilidade de preços no mercado de carne bovina no Brasil há de ser buscada mediante uso de técnicas que reduzam a amplitude dos ciclos plurianuais de preços e menos sob forma de intervenção no mercado, que parece reagir razoavelmente bem aos choques originados nos diferentes níveis de mercado.

LITERATURA CITADA

1. ADABO, J.H. Análise dos preços de atacado e varejo da carne bovina na cidade de São Paulo São Paulo, Escola de Sociologia e Política/USP, 1980 145p. (Tese - Mestrado)
2. BARROS, Geraldo S.C. Economia da comercialização agrícola. Piracicaba, FEALQ, 1987. 306p.
3. _____ & MARTINES Fo., J.G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 15., Salvador, 1987. Anais... Rio de Janeiro, ANPEC, 1987. v.2, p.53-68.

QUADRO 4.- Efeitos de um Choque de uma Unidade de Preço em PSP(1) Sobre as Variáveis PSP, PV e PA no Decorrer dos 48 Meses Seguintes do Choque, Mercado de Carne Bovina, Estado de São Paulo, 19/1/87

Mês	Sobre PSP	Sobre PV	Sobre PA
1	1.000006	0.812844	0.707024
2	1.119219	0.986024	0.851335
3	1.006014	0.870410	0.723140
4	0.920906	0.775053	0.682915
5	0.871030	0.717089	0.688765
6	0.756000	0.617274	0.614768
7	0.621298	0.467943	0.488577
8	0.509599	0.399285	0.359813
9	0.638338	0.405143	0.563489
10	0.569520	0.269345	0.415558
11	0.541668	0.288961	0.419803
12	0.531822	0.260513	0.393628
13	0.492526	0.276601	0.443769
14	0.441230	0.217187	0.514086
15	0.406160	0.332444	0.551911
16	0.301838	0.284299	0.502634
17	0.229288	0.244137	0.480061
18	0.160755	0.191675	0.385671
19	0.105997	0.183123	0.315200
20	0.007014	0.079587	0.173228
21	-0.038530	0.051630	0.090771
22	-0.083120	0.011991	0.033629
23	-0.096090	-0.006690	0.016722
24	-0.127330	-0.023940	0.000140
25	-0.149860	-0.036800	0.015833
26	-0.170340	-0.052950	0.023991
27	-0.191950	-0.059190	0.030664
28	-0.229520	-0.082370	0.001845
29	-0.243610	-0.086100	-0.020910
30	-0.275300	-0.114370	-0.070380
31	-0.282170	-0.123480	-0.100360
32	-0.288120	-0.139930	-0.136520
33	-0.287720	-0.152900	-0.160260
34	-0.280290	-0.160550	-0.171260
35	-0.263840	-0.158480	-0.166690
36	-0.249900	-0.153860	-0.158960
37	-0.230680	-0.143480	-0.143200
38	-0.219940	-0.138620	-0.138830
39	-0.203230	-0.126120	-0.128630
40	-0.192180	-0.123070	-0.131110
41	-0.179420	-0.116250	-0.133540
42	-0.167980	-0.114640	-0.140520
43	-0.152780	-0.111150	-0.143960
44	-0.136090	-0.106700	-0.144630
45	-0.115700	-0.098960	-0.138340
46	-0.095890	-0.090250	-0.129830
47	-0.074450	-0.077620	-0.114550
48	-0.055480	-0.066460	-0.099970

(1) PSP, PV e PA referem-se aos preços reais de carne bovina recebidos pelos produtores do Estado de São Paulo e pelos mercados varejista e atacadista da cidade de São Paulo, respectivamente. Modelo estimado com 12 defasagens.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos de IEA (18) e FGV (27), deflacionados pelo IGP - DI para dezembro de 1987.

QUADRO 5.- Efeitos de um Choque de uma Unidade de Preço em PV(1) Sobre as Variáveis PSP, PV e PA no Decorrer dos 48 Meses Seguintes ao Choque, Mercado de Carne Bovina, Estado de São Paulo, 19/1/8/

Mês	Sobre PSP	Sobre PV	Sobre PA
01	0	1.000000	0.370056
02	0.161418	0.980251	0.433945
03	0.099878	0.722325	0.335902
04	-0.147040	0.405316	0.180056
05	-0.239899	0.074210	0.009651
06	-0.415948	-0.187727	-0.210998
07	-0.567122	-0.308421	-0.379478
08	-0.338519	-0.143364	-0.151961
09	-0.207535	-0.099277	-0.062162
10	-0.177021	-0.120648	0.059388
11	0.010518	0.072738	0.265449
12	-0.029897	0.046982	0.294008
13	-0.066254	0.025981	0.335859
14	-0.105419	0.032818	0.320924
15	-0.166389	0.005612	0.241632
16	-0.188172	-0.032464	0.155961
17	-0.225062	-0.103614	0.001156
18	-0.204148	-0.079116	-0.077684
19	-0.172996	-0.125645	-0.148398
20	-0.191404	-0.171133	-0.230641
21	-0.170240	-0.146412	-0.205523
22	-0.144213	-0.149708	-0.180807
23	-0.140874	-0.128524	-0.130389
24	-0.136670	-0.107118	-0.079608
25	-0.127453	-0.090925	-0.067941
26	-0.136847	-0.085277	-0.052359
27	-0.155995	-0.103807	-0.053856
28	-0.157020	-0.093674	-0.121979
29	-0.160626	-0.109462	-0.160499
30	-0.156809	-0.123308	-0.190722
31	-0.133695	-0.108455	-0.188211
32	-0.112114	-0.104428	-0.174892
33	-0.081745	-0.088063	-0.142274
34	-0.058335	-0.069032	-0.105521
35	-0.037367	-0.049465	-0.071168
36	-0.018818	-0.029507	-0.041841
37	-0.014135	-0.021076	-0.031571
38	-0.007160	-0.010535	-0.026772
39	-0.000464	-0.006748	-0.030363
40	0.001648	-0.008908	-0.041346
41	0.011385	-0.006072	-0.042308
42	0.021036	-0.006500	-0.043517
43	0.032373	-0.002580	-0.035952
44	0.045434	0.004190	-0.021755
45	0.056771	0.012813	-0.005374
46	0.066318	0.023248	0.012987
47	0.071980	0.030597	0.027351
48	0.074424	0.037689	0.037490

(1) PSP, PV e PA referem-se aos preços reais da carne bovina recebidos pelos produtores do Estado de São Paulo e pelos mercados varejista e atacadista da cidade de São Paulo, respectivamente. Modelo estimado com 12 defasagens.
Fonte: Elaborado a partir de dados básicos de IEA (18) e FGV (27), deflacionados pelo IGP - DI para dezembro de 1987.

QUADRO 6.- Efeitos de um Choque de uma Unidade de Preço em PA(1) Sobre as Variáveis PSP, PV e PA, no Decorrer dos 48 Meses Seguintes ao Choque, Mercado de Carne Bovina, Estado de São Paulo, 19/1/87

Mês	Sobre PSP	Sobre PV	Sobre PA
01	0	0	1.000000
02	0.007309	-0.119624	0.843213
03	0.023204	-0.070824	0.675834
04	-0.082395	-0.016289	0.556646
05	0.024744	0.146786	0.383345
06	0.173257	0.315543	0.303177
07	-0.000013	0.202794	0.002369
08	-0.206122	-0.080168	-0.273041
09	-0.200539	-0.141676	-0.301349
10	-0.196665	-0.215293	-0.290389
11	-0.101332	-0.047071	-0.073335
12	-0.217787	-0.201324	-0.135249
13	-0.200065	-0.193598	-0.115506
14	-0.145708	-0.106907	-0.020811
15	-0.180824	-0.121472	-0.086610
16	-0.216927	-0.103715	-0.153148
17	-0.241501	-0.121039	-0.200517
18	-0.256160	-0.137246	-0.207099
19	-0.226538	-0.139887	-0.173665
20	-0.247012	-0.187937	-0.228599
21	-0.191016	-0.132278	-0.165461
22	-0.165835	-0.139461	-0.156151
23	-0.134327	-0.108499	-0.122633
24	-0.101351	-0.036753	-0.091999
25	-0.093981	-0.067654	-0.098709
26	-0.087382	-0.055561	-0.096121
27	-0.070229	-0.044981	-0.081649
28	-0.058383	-0.040386	-0.081776
29	-0.046299	-0.037749	-0.079569
30	-0.047044	-0.058696	-0.086603
31	-0.018096	-0.035413	-0.066145
32	-0.025266	-0.033478	-0.059556
33	0.012753	-0.023022	-0.051286
34	0.028341	-0.006080	-0.035771
35	0.040950	0.001378	-0.021414
36	0.051171	0.011655	-0.005354
37	0.057405	0.018950	0.007286
38	0.059841	0.021939	0.012154
39	0.065892	0.028659	0.021777
40	0.063412	0.024979	0.019259
41	0.068875	0.032495	0.023576
42	0.069018	0.031436	0.021169
43	0.069480	0.032084	0.020817
44	0.071574	0.035707	0.024770
45	0.072526	0.036998	0.028964
46	0.071629	0.038599	0.034026
47	0.070271	0.039566	0.039731
48	0.066929	0.039390	0.042649

(1) PSP, PV e PA referem-se aos preços reais de carne bovina recebidos pelos produtores do Estado de São Paulo e pelos mercados varejista e atacadista da cidade de São Paulo, respectivamente. Modelo estimado com 12 defasagens. Fonte: Elaborado a partir de dados básicos de IEA (18) e FGV (27), deflacionados pelo IGP - DI para dezembro 1987.

QUADRO 7. - Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (48 períodos),
Mercado de Carne Bovina, Estado de São Paulo, 1971/87(1)

Variável com erro de previsão	No. de períodos	% explicada por inovações em		
		PSP	PV	PA
PSP	01	100,00	0,00	0,00
	12	94,43	4,06	1,51
	24	90,90	4,96	4,13
	36	90,76	5,25	3,98
	48	90,70	5,16	4,13
PV	01	62,44	37,55	0,00
	12	78,30	18,96	2,73
	24	77,94	17,83	4,22
	36	77,91	17,86	-4,23
	48	78,28	17,48	4,24
PA	01	45,57	4,96	49,46
	12	68,33	5,44	26,23
	24	71,46	6,53	22,01
	36	71,03	7,26	21,72
	48	71,67	7,13	21,20

(1) PSP, PV e PA referem-se aos preços recebidos pelos produtores paulistas e mercados varejista e atacadista da cidade de São Paulo, respectivamente. A ordenação das variáveis é PSP, PV, PA.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos de IEA (18) e FGV (27), deflacionados pelo IGP - DI para dezembro de 1987.

QUADRO 8.- Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (48 períodos),
Mercado de Carne Bovina, Estado de São Paulo, 1971/87(1)

Variável com erro de previsão	No. de períodos	% explicada por inovações em		
		PA	PV	PSP
PA	01	100,00	0,00	0,00
	12	75,11	10,22	14,67
	24	64,25	17,30	18,46
	36	64,02	17,55	18,42
	48	63,28	17,98	18,74
PV	01	44,88	55,11	0,00
	12	44,90	40,96	14,14
	24	42,04	39,94	18,02
	36	42,64	39,62	17,73
	48	42,31	39,45	18,24
PSP	01	45,57	20,72	33,70
	12	37,71	18,33	43,96
	24	35,43	18,66	45,91
	36	37,05	19,72	43,23
	48	36,46	20,11	43,42

(1) PA, PV e PSP referem-se aos preços recebidos pelos mercados atacadista e varejista da cidade de São Paulo e pelos produtores paulistas, respectivamente. Ordenação das variáveis: PA, PV, PSP.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos de IEA (18) e FGV (27), deflacionados pelo IGP - DI para dezembro de 1987.

4. BESSLER, D.A. Relative price and money: a vector auto-regression on Brazilian data. American Journal of Agricultural Economics, New York, 66(1):25-30, Feb. 1984.
5. BISHOP, R.V. The construction and use of causality tests. Agricultural Economics Research, Washington, 31(4):1-6, 1979.
6. BOX, G.E.P. & JENKINS, G.M. Time series analysis forecasting and control. San Francisco, Holden-Day, 1976. 575p.
7. BRANDÃO, A.S. Moeda e preços relativos: evidência empírica. Revista de Econometria, Rio de Janeiro, 5(2):33-80, nov. 1985.
8. BURNQUIST, H.L. A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercados agrícolas. Piracicaba, ESALQ/USP, 1986. 83p. (Tese - Mestrado)
9. CHAMBERS, R.G. Agricultural and financial market interdependence in the short run. American Journal of Agricultural Economics, New York, 66(1):12-24, Feb. 1984.
10. CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1979-1988. v.33-42.
11. DIAS, Guilherme L. da S. Avaliação da política econômica para a pecuária de corte no Brasil. São Paulo, FEA/USP, 1972. 118p. (Tese - Doutorado)
12. DOAN, T.A. & LITTERMAN, R. Rats user's manual, versão 4.30. Minneapolis, VAR Econometrics, 1981. 232p.
13. FEIGE, E.L. & PEARCE, D.K. The casual causal relationship between money and income: some caveats for time series analysis. Review of Economics and Statistics, Amsterdam, 61(4):521-533, Nov. 1979.
14. GARCIA, E.A.C. Os preços da pecuária bovina no pantanal mato-grossense. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, 19(2):123-148, fev. 1984.
15. GARDNER, B.L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. American Journal of Agricultural Economics, New York, 57(3):399-409, Aug. 1975.
16. GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica, Chicago, 37(3):424-438, July 1969.
17. HEIN, D.M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. American Journal of Agricultural Economics, New York, 62(1):10-18, Feb. 1980.
18. INFORMAÇÕES ECONÔMICAS. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, dez. 1971-jan. 1988.
19. MARQUES, M.S.B. Moeda e inflação: a questão da causalidade. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, 37(1):13-38, jan./mar. 1983.
20. MARTINES Fo., J.G. Margens de comercialização e causalidade de preços agrícolas. Piracicaba, ESALQ/USP, 1988. 146p. (Tese - Mestrado)
21. MASCOLO, J.L. Um estudo econométrico da pecuária de corte no Brasil. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, 33(1):65-105, jan./mar. 1979.

22. MORETTIN, P.A. & TOLOI, C.M.C. Modelos para previsão de séries temporais. In: COLÓQUIO BRASILEIRO DE MATEMÁTICA, 13., Poços de Caldas, 1981. Poços de Caldas, CNPq/IMPA, 1981. v.l.
23. MUELLER, C.C. O ciclo do gado e as tentativas de controle do preço da carne. Estudos Econômicos, São Paulo, 17(3):435-456, 1987.
24. NASCIMENTO, A.F.M. Custos e benefícios sociais da política de estoques reguladores de carne bovina no Brasil. Viçosa, Universidade Federal, 1981. (Tese - Mestrado)
25. PIERCE, D.A. & HAUGH, L.D. Causality in temporal systems. Journal of Econometrics, Amsterdam, 5(3):265-293, May 1977.
26. PINO, Francisco A. Análise da intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola. São Paulo, IME/USP, 1980. 253p. (Tese - Mestrado)
27. PREÇOS RECEBIDOS PELOS AGRICULTORES. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1973-1988.
28. SARGENT, T.J. Macroeconomics theory. New York, Academic Press, 1979.
29. SIMS, C. Money, income and causality. American Economic Review, Nashville, 62(4):540-552, Sept. 1972.
30. _____. Macroeconomics and reality. Econometrica, Chicago, 48(1):1-48, Jan. 1980.
31. STOKES, H.H. & NEUBURGER, H. The effect of monetary changes on interest rates: a Box-Jenkins approach. Review of Economics and Statistics, Amsterdam, 61(4):534-548, Nov. 1979.
32. TEIXEIRA, H.H.L. Modelo de desequilíbrio de margens de comercialização agrícola. Viçosa, Universidade Federal, 1982. 62p. (Tese - Mestrado)
33. TIAO, G.C. & BOX, G.E.P. Modeling multiple time series with applications. Journal of the American Statistical Association, Washington, 76(376):802-816, Dec. 1981.