

ARTIGO

INDEXADO

Causalidade entre Preços Agrícolas e Inflação no Brasil pós-Plano Real

**Wagner Moura Lamounier¹
Aureliano Angel Bressan²**

Resumo

Nesse estudo, os autores testam as relações de causalidade entre preços agrícolas agregados e níveis gerais de preços na economia brasileira para o período compreendido entre julho de 1994 e maio de 1998. Utilizou-se a metodologia proposta por Fuller (1976) para o estudo da estacionariedade das séries, que apresentaram raízes unitárias no nível. Os resultados do teste de causalidade de Granger indicaram causalidade unidirecional dos preços pagos para a inflação e dos preços no atacado para a inflação. Não foi verificada causalidade entre preços recebidos e inflação.

TERMOS PARA INDEXAÇÃO - causalidade de Granger, estacionariedade de séries temporais, teste de Dickey-Fuller Expandido, inflação, preços agrícolas.

1. Introdução

O objetivo do presente trabalho consiste em estudar possíveis relações de causalidade, no sentido determinado por Granger (1969), entre índices oficiais da inflação mensal brasileira e indicadores agregados da evolução dos preços agrícolas mês a mês, para o período pós Plano Real, ou seja, entre julho de 1994 e maio de 1998³. A hipótese a ser testada estatisticamente busca adaptar à nova conjuntura econômica os estudos referentes ao "mito" de que variações nos preços agrícolas seriam os principais determinantes do processo inflacionário brasileiro.

¹ Economista (UFU, 1995). Doutorando em Economia Rural pelo DER/UFV. Pesquisador da UNA/FCG. Bolsista do CNPq.

² Economista (UFRJ, 1996). Doutorando em Economia Rural pelo DER/UFV. Bolsista do CNPq.

³ Esses dados eram os disponíveis até o período de elaboração da pesquisa.

Embora o papel da agricultura na estabilização econômica seja fundamental, diversos estudos mostram que a agricultura é afetada pelo processo inflacionário, transferindo recursos para outros setores da economia

O presente estudo justifica-se dentro de um contexto de análise da relação entre agricultura e inflação conforme proposto por Rezende (1992), mas, segundo uma perspectiva diferente, qual seja, a análise dessa relação a partir do conceito de *causalidade no sentido de Granger* para o período posterior ao plano Real.

O controle do processo inflacionário e de seus determinantes tem merecido posição de destaque no debate macroeconômico nacional nas duas últimas décadas. Partindo da estratégia de crescimento adotada a partir de meados da década de 60, baseada na substituição de importações e no controle da oferta agrícola de modo a reduzir os custos com a mão-de-obra urbana, a produção e os preços agrícolas se constituíram em duas das principais variáveis de controle da inflação.

Vários autores buscam explicar as causas dos processos inflacionários como resultado das freqüentes oscilações na oferta e preços do setor agrícola. Dentro de uma *visão estruturalista* de variação dos índices de inflação, Sayad (1979) afirma que a aceleração do processo inflacionário brasileiro na década de 70 é liderada pelos preços agrícolas, sendo posteriormente transmitida aos demais setores. Nessa concepção, a inflação brasileira tende a se acelerar toda vez que a oferta do setor agrícola crescer lentamente ou se reduzir. Tal concepção, de que o setor agrícola seja um dos causadores da inflação em função da volatilidade de sua produção e preços, foi sendo disseminada entre as esferas governamental e acadêmica de modo a justificar os controles sobre o setor via tabelamentos e restrições à importação de insumos e exportação da produção.

Embora o papel da agricultura na estabilização econômica seja fundamental (vide a “âncora verde” que contribuiu para o sucesso do Plano Real nos primeiros meses de sua implementação), diversos estudos⁴ mostram que a agricultura é afetada pelo processo inflacionário, transferindo recursos para outros setores da economia, com maior capacidade de proteção contra a variação nos índices de preços (Teixeira, 1994).

Por ser um setor que opera num regime próximo ao do modelo teórico da *competição perfeita* e ser, conseqüentemente, um tomador de preços perante os demais setores, a agricultura é prejudicada no processo inflacionário ao oferecer preços competitivos, em contrapartida aos “preços de oligopólio” do setor fornecedor de insumos industriais.

⁴ FERREIRA FILHO (1989), VIEIRA & TEIXEIRA FILHO (1989), ABDALLAH et al. (1989).

Não existem estudos indicando em que direção ocorre a relação de causalidade entre preços agrícolas/inflação para o caso brasileiro, no período de estabilização criado pelo Plano Real

Abdallah et al. (1990) destaca este ponto na relação dos preços agrícolas com o processo inflacionário, qual seja, de que a estrutura oligopolizada do mercado de insumos agrícolas, e o seu papel na propagação do processo inflacionário, são constantemente omitidas na discussão sobre inflação no Brasil. Vieira (1988), citado por Abdallah et al. (1990), constata que o oligopólio no mercado atacadista de produtos agrícolas consegue repassar margens superiores a 100% de seus custos aos preços agrícolas finais. Contudo, não existem estudos indicando em que direção ocorre a relação de causalidade entre preços agrícolas/inflação para o caso brasileiro, no período de estabilização criado pelo Plano Real. Nesse sentido, o entendimento dessa relação por meio de testes de causalidade no sentido de Granger pode ser útil na compreensão do processo global de elevação de preços na economia, além de determinar o papel dos preços e da oferta agrícola nesse processo.

As variáveis utilizadas para a verificação da relação entre preços agrícolas e inflação são as mesmas do estudo de Abdallah et al. (1990), quais sejam, o índice geral de preços - disponibilidade interna (IGP-DI), o índice de preços pagos pelos agricultores (IPP), o índice de preços recebidos (IPR) e o índice de preços por atacado - oferta global de produtos agrícolas (IPAOG). Embora as metodologias de análise sejam diferentes, ambos os trabalhos tratam da relação entre índices agregados de inflação e preços agrícolas, justificando assim a adoção dos mesmos índices para análise. Todos os dados foram coletados junto à Fundação Getúlio Vargas (FGV) através do Banco de Dados Áries *On-Line*⁵.

Na seção seguinte, apresenta-se a metodologia e o referencial teórico do modelo de causalidade proposto por Granger (1969) e seus desenvolvimentos posteriores. Em seguida, são apresentados os resultados da aplicação do modelo ao caso brasileiro, procedendo-se com os testes estatísticos adequados. Por fim, são apresentadas as principais conclusões do trabalho, com sugestões de políticas e de tópicos para pesquisas futuras envolvendo a relação entre preços agrícolas e inflação no Brasil.

2. Referencial Teórico e Metodologia

O conceito de causalidade no sentido de Granger baseia-se na idéia de que, dadas duas séries X e Y estacionárias, X *causa* Y se os valores correntes de Y podem ser melhor previstos ao se utilizar valores passados de X. Ou seja, conforme apontaram Thurman e Fisher (1988), a noção de causalidade entre variáveis, no sentido determinado por Granger (1969), é simples, isto é: *se a utilização de valores passados de uma variável X contribuir para uma previsão mais precisa de uma outra variável Y em um modelo de previsão que incorpore valores defasados de Y e X, então, se diz que X causa Y no sentido de Granger.*

⁵ Os índices de preços pagos e recebidos pelos agricultores correspondem aos valores nominais em termos agregados da agropecuária brasileira.

Deve-se notar que o termo *X causa Y* não implica em uma relação determinística entre as duas variáveis. Na verdade, a causalidade refere-se à *previsibilidade* de uma variável a partir da outra.

No seu trabalho seminal, Granger (1969) desenvolveu um teste estatístico para a verificação de relações de causalidade entre variáveis. Dadas duas séries de tempo $\{Y_t\}$ e $\{X_t\}$ por exemplo, a série X_t causará Y_t no sentido de Granger, se em uma regressão de Y como função de termos defasados, tanto de Y quanto de X , os coeficientes de X forem estatisticamente diferentes de zero; ou seja, considerando-se a seguinte regressão:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Se $\beta_i = 0$ ($i = 1, 2, 3, \dots, k$), tem-se que X_t não causa Y_t .

São três os *pressupostos básicos* do teste de causalidade de Granger (BISHOP, 1979):

- a) as variáveis testadas são estocásticas;
- b) as séries estudadas são estacionárias; ou seja, suas propriedades estocásticas não variam ao longo do tempo;
- c) o futuro não causa o presente e o passado.

Gujarati (1995) destaca outro aspecto importante do teste de Granger: o de que a informação relevante para a previsão das variáveis em estudo (no caso, X e Y) está contida somente nos dados de séries temporais dessas mesmas variáveis.

Um dos possíveis métodos de operacionalização do teste de causalidade de Granger é o método sugerido por Geweke (1984), que utiliza regressões das séries no nível, estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para testar a causalidade de X para Y , adota-se a seguinte especificação:

$$Y_t = a_{10} + \sum_{j=1}^p a_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

$$Y_t = a_{20} + \sum_{j=1}^p a_{2j} Y_{t-j} + \sum_{k=1}^q b_{2k} X_{t-k} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

O teste baseado nas equações⁶ (2) e (3) possui a seguinte hipótese nula (de ausência de causalidade de X para Y):

$$H_0: b_{21} = b_{22} = \dots = b_{2q} = 0$$

⁶Onde (2) é a regressão restrita, e (3) a regressão irrestrita.

que possui a seguinte estatística de teste (estatística F):

$$F = \frac{SQRes_1 - SQRes_2}{q} / \frac{SQRes_2}{N - p - q - 1}$$

Para valores de F suficientemente altos (dado o nível de significância de 10%), rejeita-se a hipótese de que X não causa Y.

O teste de causalidade descrito acima é conhecido como teste “direto” de Granger, não incluindo valores de X no período de tempo “t”. O teste que considera os valores de X em “t” é denominado de *teste de causalidade instantânea*.

Os resultados possíveis do teste são os seguintes (considerando-se que também é realizado um teste de causalidade de Y em X de maneira análoga):

- I. *causalidade unidirecional de X para Y (X→Y)*:
- ocorre quando rejeita-se H₀ para X→Y e não se rejeita H₀ de Y→X;
- II. *causalidade unidirecional de Y para X (Y→X)*:
- quando não se rejeita H₀ para X→Y e rejeita-se H₀ para Y→X.
- III. *causalidade bidirecional (X↔Y)*:
- quando as duas hipóteses nulas são rejeitadas.
- IV. *ausência de causalidade (independência)*:
- quando as duas hipóteses nulas não são rejeitadas.

De acordo com Bessler & Brandt (1982) um dos métodos para selecionar valores para p e q consiste em tomar por base conhecimentos anteriores sobre possíveis “leads” e “lags”. Quando tal procedimento não é possível, utiliza-se o *critério de informação de Akaike* para determinar os melhores valores para p e q. Tem-se ainda que o número de defasagens escolhidas pode influenciar na direção da causalidade⁷.

Conforme apontado na pressuposição (b), mencionada anteriormente, para que sejam implementados os testes de causalidade, as séries deverão ser estacionárias, ou seja, não deverão apresentar *raízes unitárias*.

⁷ Conforme cita Gujarati, 1995.

Portanto, faz-se necessária a definição desses e dos procedimentos para os testes de estacionariedade das séries (teste de raízes unitárias), o que será feito a seguir.

Um conjunto composto por vetores aleatórios M -dimensionais $\dots y_{t-1}, y_t, y_{t+1} \dots$ é chamado de *processo estocástico vetorial*. De acordo com Judge et al. (1988), esse processo será dito *estacionário* se atender às seguintes condições:

- i) Todos os vetores aleatórios possuem o mesmo vetor médio μ , ou seja:

$$E[y_t] = \mu \forall t$$

- ii) As variâncias de todas as variáveis aleatórias envolvidas forem finitas, $\text{var}(y_m) < \infty$ para $m = 1, 2, \dots, M$ e $\forall t$;

- iii) As matrizes de covariância dos vetores y_t e y_{t+k} , que são distantes k períodos, não dependerem de t , mas apenas de k , isto é:

$$\text{cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \Gamma_k \forall t$$

Essas condições indicam, em termos práticos, que as séries temporais consideradas não deverão apresentar tendências, padrões sazonais fixos ou variâncias oscilantes ao longo do tempo.

A não estacionariedade dessas séries (existência de raízes unitárias) pode ser verificada por meio de alguns testes estatísticos. Um dos mais importantes é o conhecido como teste de Dickey-Fuller Expandido (ADF), que possui a forma geral⁸:

$$y_t - y_{t-1} = \mu + \beta t + \theta y_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \phi_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

O teste ADF consiste então em testar a hipótese conjunta $\beta = \theta = 0$. Se os coeficientes forem estatisticamente diferentes de zero, a hipótese de que Y_t possui raiz unitária será rejeitada, ou seja, a série Y_t será dita estacionária.

O teste de raiz unitária de Phillips-Perron também pode ser utilizado para a verificação da estacionariedade das séries e a eventual necessidade

⁸De acordo com Greene, 1997.

de diferenciação das mesmas. Esse teste se baseia na seguinte equação (QMS, 1995):

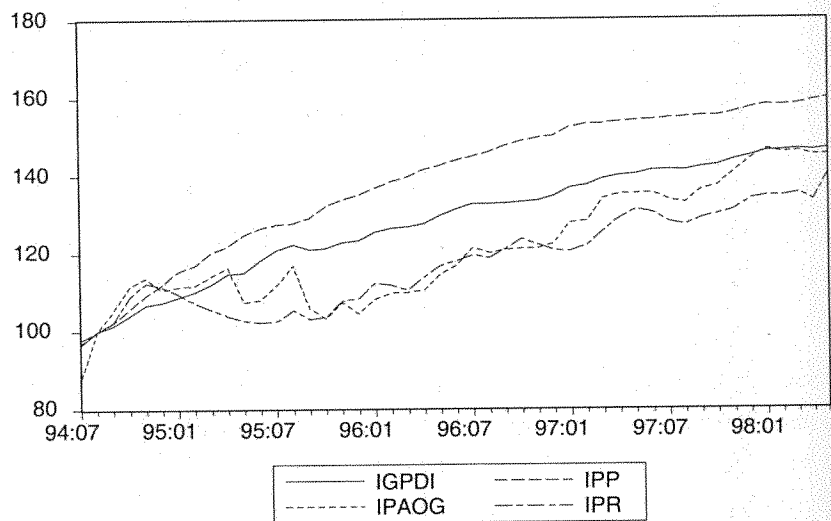
$$\Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

que pode ser estimada por MQO. A hipótese a ser testada é: $H_0: \rho = 1$, ou seja, a hipótese nula é de que a série Y_t segue um processo do tipo *passeio aleatório*. Neste caso, considera-se a série como sendo não estacionária.

3. Resultados e Discussão

Partindo dos dados obtidos junto à Fundação Getúlio Vargas, procede-se com os testes referentes à estacionariedade das séries em questão, IGP-DI, IPAOG, IPP e IPR, que estão apresentadas no gráfico 1 a seguir, tomando por base o mês de julho de 1994:

Gráfico 1: Índices de inflação (IGPDI) e de Preços Agrícolas (IPP, IPR, IPAOG)



Os testes de raízes unitárias, discutidos anteriormente, foram realizados por meio da comparação do valor encontrado nas estatísticas “t”, de Student, com os valores críticos de Fuller (1976). A fim de caracterizar a estacionariedade ou não das séries, foi implementado o teste de Dickey-Fuller Expandido (ADF) com inclusão do intercepto e de tendência, que apresentou os seguintes resultados para as quatro séries analisadas, conforme mostrado no quadro 1.

Quadro 1 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Expandido

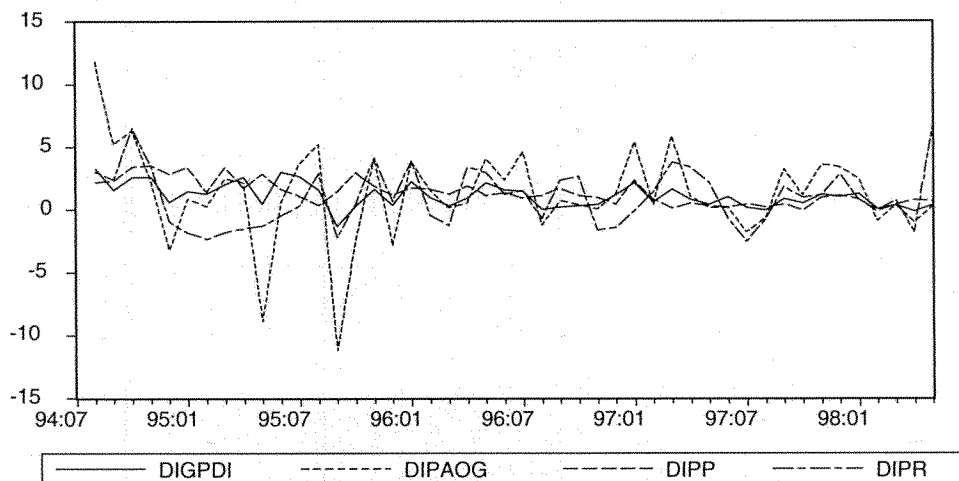
	Série IGPDI	Série IPAOG	Série IPP	Série IPR
ADF	-1,7548	-2,2027	-2,5712	-2,6050
1% Valor Crítico	-4,1728	-4,1728	-4,1728	-4,1728
5% Valor Crítico	-3,5112	-3,5112	-3,5112	-3,5112
10% Valor Crítico	-3,1854	-3,1854	-3,1854	-3,1854

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores calculados indicam que todas as séries apresentam raízes unitárias, mesmo a 10% de significância. Portanto, conclui-se que as séries analisadas não são estacionárias no nível, e devem ser diferenciadas de modo a serem passíveis de manipulação com o intuito de proceder com o teste de causalidade.

A primeira diferença das séries analisadas apresentou um comportamento típico de séries estacionárias, conforme pode ser observado no gráfico 2 a seguir:

Gráfico 2: Primeira Diferença das Séries IGPDI, IPAOG, IPP e IPR



De modo a confirmar a estacionariedade das séries, após tomada a primeira diferença, novamente realizou-se o teste ADF com a presença de intercepto, cujos resultados estão apresentados no quadro 2; e que confirmaram a estacionariedade dessas séries tanto ao nível de confiança adotado de 10 %, quanto ao nível de 5 %.

Quadro 2 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Expandido para a primeira diferença das séries

	Série DIGPDI*	Série DIPAOG*	Série DIPP*	Série DIPR*
ADF	-4,8642	-5,2996	-4,1494	-4,0374
1% Valor Crítico	-4,1781	-4,1781	-4,1781	-4,1781
5% Valor Crítico	-3,5136	-3,5136	-3,5136	-3,5136
10% Valor Crítico	-3,1868	-3,1868	-3,1868	-3,1868

Fonte: Dados da pesquisa.

* "D" indica a primeira diferença das séries originais.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger (ver quadro 3 abaixo) para uma defasagem e 45 observações, aplicados às variáveis tomadas duas a duas em relação ao IGP-DI indicam duas relações de causalidade unidirecional. Uma, no sentido da primeira diferença da série IPAOG (Índice de Preços no Atacado - Oferta Global de Produtos Agrícolas) para a primeira diferença da série IGPDI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna) e outra, no sentido da primeira diferença da série IPP (Índice dos Preços Pagos pelos agricultores) para a primeira diferença da série IGPDI. No entanto, o teste indica que não há nenhuma relação de causalidade entre a série IPR (Índice de Preços Recebidos) e a série IGPDI.

Quadro 3 - Resultados dos Testes de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Estatística F	Valor P
DIPAOG não causa DIGPDI	8,0658	0,0069
DIGPDI não causa DIPAOG	0,0735	0,7877
DIPR não causa DIGPDI	0,7656	0,3865
DIGPDI não causa DIPR	1,8999	0,1754
DIPP não causa DIGPDI	8,9391	0,0046
DIGPDI não causa DIPP	0,0167	0,8976

Fonte: Dados da pesquisa.

*O oligopólio atacadista
enfrentado pelo setor
agrícola pode assim ser
entendido como um dos
entraves ao
desenvolvimento deste
último, ao impedir que
seus preços se ajustem às
oscilações da conjuntura
macroeconômica nacional
e internacional*

Embora o número de observações não seja o ideal para a análise de séries temporais, dado o curto período de estabilização econômica iniciado a partir do Plano Real, os resultados podem ser entendidos como sendo contrários à idéia de que variações nos preços agrícolas causam variações nos preços gerais da economia no período 1994/98. Na verdade, o segmento atacadista é que guarda relações de causalidade no sentido de Granger com a inflação, ao ter suas oscilações de preço refletidas positivamente nos índices gerais de preço.

São os preços pagos pelos agricultores no atacado (IPP) e os preços gerais no atacado para a agricultura (IPAOG) que "causam" a inflação no período analisado. Os preços recebidos pelos agricultores, por seu turno, não guardam relação estrita de causalidade com os índices de inflação. Pode-se então concluir que, de certo modo, os resultados dessa análise complementam aqueles obtidos por Abdallah et al. (1990) para as décadas de 70 e 80, onde os resultados, embora obtidos a partir de metodologia diferente, levam às mesmas conclusões sobre a relação dos preços agrícolas com o processo inflacionário.

4. Conclusões

Os valores calculados indicam que todas as quatro séries apresentam raízes unitárias. Portanto, conclui-se que as séries analisadas não são estacionárias no nível, e foram diferenciadas de modo a se tornarem estacionárias, o que ocorreu após tomada a primeira diferença das mesmas.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger aplicado às variáveis tomadas duas a duas em relação ao IGP-DI indicaram duas relações de causalidade unidirecional, no sentido da primeira diferença da série IPAOG para a primeira diferença da série IGP-DI, e da primeira diferença da série IPP para a série IGP-DI. A relação IPR causando IGP-DI, não se verifica, refutando a hipótese neo estruturalista de que o setor agrícola seria inflacionário no período analisado. Tais resultados corroboram aqueles encontrados por Abdallah et al. (1990) para a relação entre preços agrícolas e inflação no Brasil nas décadas de 70 e 80.

Verifica-se ainda o argumento de Tweeten (1989), de que os índices de preços agrícolas sofrem influência indireta da inflação via variações nos preços dos insumos industrializados, conforme expõe a relação IPP causando IGPDI. O oligopólio atacadista enfrentado pelo setor agrícola pode assim ser entendido como um dos entraves ao desenvolvimento deste último, ao impedir que seus preços se ajustem às oscilações da conjuntura macroeconômica nacional e internacional.

Faz-se necessário então, um redirecionamento das críticas que freqüentemente recaem sobre a agricultura como causadora de inflação; dado que na verdade esse setor sofre as conseqüências de uma estrutura imperfeita de mercado no segmento atacadista, fato que compromete o processo de desenvolvimento da agricultura nacional.

5. Bibliografia

- ABDALLAH, P.R.; MACIEL, T.J.L.; TEIXEIRA, E.C. O Impacto Inflacionário Sobre os Preços Agrícolas. In.: *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Brasília, SOBER, vol. 28, n°3, 1990.
- BESSLER, D.A., BRANDT, J.A. Causality Tests in Livestock Markets. In.: *American Journal of Agricultural Economics*. Fev/1982.
- BISHOP, R.V. The Construction and use of Causality Tests. In.: *Agricultural Economics Research*, 31 (4), 1979.
- FERREIRA FILHO, J.B.S. Contribuição dos Setores Agricultura, Indústria e Serviços para a Inflação Brasileira, 1970-1986. In.: *XXVII Congresso da SOBER*. Piracicaba, julho 1989.
- FULLER, W.A. *Introduction to Statistical Time Series*. New York, Wiley, 1976.
- GEWEKE, J.B. Inference and Causality in Economic Time-Series Models. In.: GRILICHES, Z., INTRILIGATOR, M.D. *Handbook of Econometrics*. Amsterdam, North-Holland, 1984.



GRANGER, C.W. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v.37, 1969.

GREENE, W.H. *Econometric Analysis*. New Jersey, Prentice-Hall, 3rd ed. 1997.

GUJARATI, D.N. *Basic Econometrics*. New York, McGraw-Hill, 1995.

JUDGE, G.G. et al. *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. 2nd ed, New York, Wiley, 1988,

REZENDE, G.C. Preços Agrícolas e Industriais na Inflação Brasileira Recente (1986-91). In.: Revista da SOBER. Rio de Janeiro, 1992.

SAYAD, J. Inflação e Agricultura. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, IPEA, v.9, nº1, 1979.

SIMONSEN, M.H. Inflação Brasileira: Lições e Perspectivas. *Revista de Economia Política*, 5 (4), 1985.

TEIXEIRA, E.C. *Política Agrícola: Visão Geral*. Viçosa, UFV, 1994 mimeo.

TWEETEN, L.G. *Farm Policy Analysis*. Westveiw Press, 1989.

THURMAN, W.N.; FISHER, M.E. Chickens, Eggs and Causality, or wich came first? *American Journal of Agricultural Economics*. May, 1988.

VIEIRA, R.M.C.T.; TEIXEIRA FILHO, A.R. Acréscimos dos Preços Agrícolas e Inflação Brasileira. in.: *Anais do XXVII Congresso da SOBER*, Piracicaba, Julho 1989.