

## O IMPACTO INFLACIONÁRIO SOBRE OS PREÇOS AGRÍCOLAS<sup>1</sup>

PATRÍCIA RAGGI ABDALLAH<sup>2</sup>, TÚLIO JOSÉ LENTI MACIEL<sup>3</sup> e  
ERLY CARDOSO TEIXEIRA<sup>4</sup>

**RESUMO** – A agricultura tem sido apontada como um setor inflacionário, capaz de provocar grandes alterações no índice geral de preços. Argumenta-se, no entanto, que o setor agrícola é competitivo e, portanto, mais vulnerável aos efeitos da inflação que o setor não-agrícola, no qual as variações dos preços são mais facilmente repassadas ao consumidor. O principal objetivo deste trabalho é verificar a influência da inflação sobre os preços pagos e recebidos pela agricultura brasileira. Os principais resultados encontrados indicam que a inflação é transmitida mais rapidamente e com maior intensidade para os preços pagos do que para os preços recebidos. Os preços recebidos pelos produtores requerem um período de tempo maior que os preços pagos para incorporarem um dado choque inflacionário. Conclui-se que a inflação exerce um forte impacto de deterioração da renda agrícola em relação à renda não-agrícola.

Termos para indexação: inflação, agricultura, preços recebidos, preços pagos.

### THE INFLATION IMPACT ON AGRICULTURAL PRICES

**ABSTRACT** – Agriculture has been pointed out as an inflationary sector; it is said to be able to generate strong changes in the General Price Index. However, it can be argued that the agricultural sector is competitive and more vulnerable to the inflation shock than the nonagricultural sector where price changes are easier to be transmitted to consumers. The main objective of this paper is to determine the inflation influence on the received and paid Brazilian agricultural prices. The results suggest the changes in the inflation rate are perceived stronger and faster on the prices paid than on the received prices. The received prices by producers need a period of time bigger than the time required by the prices paid

<sup>1</sup> Recebido em 8/3/90, aceite para publicação 9/10/90.

Este trabalho foi desenvolvido em parte com recursos do CNPq e do PNPE

<sup>2</sup> M.S., Professora Colaboradora da Universidade Oeste do Paraná, 85900 – Toledo, Paraná

<sup>3</sup> Estudante do programa de Pós-Graduação do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV), 36570 – Viçosa (MG)

<sup>4</sup> Ph.D, Professor Adjunto da Universidade Federal de Viçosa (UFV) Departamento de Economia Rural, 36750 – Viçosa (MG).

to incorporate a given inflation shock. An important conclusion is that inflation has strong influence in the deterioration of agricultural income relative to the income of the nonagricultural sector.

Index terms: inflation, agriculture, prices received, prices paid.

## INTRODUÇÃO

A agricultura tem sido vista como inflacionária, e responsabilizada, muitas vezes, pelas fortes variações nos elevados preços dos alimentos no mercado consumidor. Daí incidirem sobre a agricultura as medidas de combate à inflação: importações de alimentos com subsídio de origem, liberação de estoques subsidiados, tabelamentos e restrições às exportações e ao crédito rural. Entretanto, a não-competitividade do mercado de insumos agrícolas e a concentração do mercado atacadista agrícola, principais responsáveis pela elevação de preços, são omitidas na discussão do problema inflacionário. Fagundes (1989) destaca que os preços agrícolas são comumente os principais responsáveis pelas pressões no índice inflacionário. Se se verificar a formação do índice, pode-se comprovar que tal fato ocorre. É preciso, no entanto, lembrar que os preços agrícolas tomados para a construção do índice geral de preços do País não refletem os preços recebidos pelos produtores, mas o "mark-up" imposto pelo segmento atacadista e varejista. De fato, Vieira (1988) conclui que a presença do oligopólio no mercado atacadista de produtos agrícolas permite um repasse acima de 100% dos custos deste segmento aos preços agrícolas finais.

Deve-se esclarecer, ainda, que, enquanto o setor não-agrícola, em regime de competição imperfeita, pode influenciar diretamente o preço do produto, passando para o consumidor (mesmo para os produtores agrícolas consumidores de insumos) maiores custos, os produtores rurais como tomadores de preço, são impossibilitados de fazê-lo.

Entretanto, pode-se mostrar que esses maiores custos são, em certo grau, "passados" aos consumidores indiretamente, via ajustes de demanda e oferta ocorridos no setor agrícola. Ou seja, os preços aumentam primeiro nas indústrias caracterizadas pela imperfeição de seus mercados (Tweeter 1979). Esses aumentos atingem o setor agrícola através dos elevados preços pagos pelos insumos necessários à produção. Inicialmente, reduz-se o uso dos insumos, provocando baixos níveis de produtividade, custos médios maiores e redução na oferta dos produtos agrícolas, influenciando, desse modo, os preços pagos pelos consumidores, visto que a redução de oferta de produtos agrícolas com demanda estável força os preços agrícolas para cima.

O setor agrícola brasileiro é quase sempre apresentado como inflacionário, devido principalmente à característica flexível de seus preços. Simonsen (1985) destaca, em suas análises sobre inflação, o produto agrícola como responsável pelas flutuações dos índices de preços. Delfim Neto (1979) aponta o setor agrícola

la como inflacionário quando não acompanha proporcionalmente o desenvolvimento dos outros setores, dado o desequilíbrio entre oferta e demanda de alimentos. Vieira (1988), no entanto, argumenta que a adoção de esquemas que enfatizam desequilíbrios setoriais nem sempre justifica a interpretação comum dos movimentos de preços, liderados pelos preços agrícolas, salientando que os gastos governamentais constituem uma das principais variáveis responsáveis pelo ritmo inflacionário crescente. Cardoso (1980) mostra que os desequilíbrios gerados sob hipóteses estruturalistas oferecem suporte para explicar os aumentos no nível geral de preços, mas não a inflação persistente que se observa na América Latina. O aumento dos preços originados desses desequilíbrios tende a perpetuar-se sem que nenhuma força automática surja para corrigi-lo.

Tenta-se, aqui, argumentar que a instabilidade inflacionária crescente do País não se origina na agricultura, ao contrário, a agricultura recebe os impactos da inflação e tem o seu processo de desenvolvimento severamente prejudicado.

O principal objetivo deste trabalho é verificar a influência da inflação nacional sobre o setor agrícola brasileiro. A hipótese central do trabalho se baseia na existência de um forte efeito da inflação geral sobre o preço real agrícola (entendido como a razão entre o preço recebido (PR) e o preço pago (PP) pelo produtor rural), isto é, sobre a razão PR/PP. Procura-se, também, demonstrar que o segmento atacadista é um dos principais responsáveis pelos aumentos dos preços dos produtos agrícolas. Essas hipóteses, uma vez comprovadas, podem ajudar a esclarecer a freqüente discussão que coloca a agricultura como um setor inflacionário.

### Modelo teórico

Neste artigo, para observar os efeitos inflacionários sobre a agricultura, usa-se o procedimento utilizado por Tweetem (1976). Esse autor baseou-se no Modelo de Defasagem Distribuída, desenvolvido inicialmente por Koyck (1958), segundo o qual os ajustamentos dos preços aos índices de inflação são realizados em diversos períodos subseqüentes. O processo pode ser ilustrado pela Figura 1. Quando o índice inflacionário varia de  $I_0$  para  $I_1$  no longo prazo, ou seja, se tempo suficiente for dado, observar-se-á a elevação dos preços do ponto  $P_0$  para  $P_1^*$ . No curto prazo, porém, a mudança é apenas até  $P_1$ . Quando  $P_1^*$  for alcançado (no longo prazo), o preço  $P_1$  voltará para  $P_0$  no curto prazo, caso haja uma redução na taxa de inflação de  $I_1$  para  $I_0$ , de modo que  $P_1$  é a curva apropriada para representar o longo prazo.

O argumento para os ajustes parciais do efeito inflacionário refere-se à inadequação das informações do sistema econômico e restrições impostas pela imperfeição do mercado de produto.

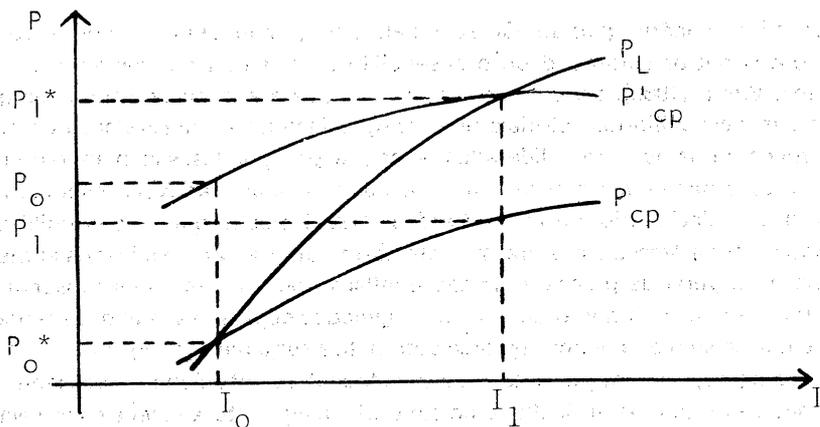


FIGURA 1 – Funções de curto e longo prazo

Koyck sugere o seguinte modelo para representar tal situação:

$$P_t - P_{(t-1)} = n (P_t^* - P_{(t-1)}) \text{ logo,} \quad (1)$$

$$n = \frac{P_t - P_{(t-1)}}{P_t^* - P_{(t-1)}}$$

$$P_t = n (P_t^* - P_{(t-1)}) + P_{(t-1)} \quad \text{ou} \quad (3)$$

$$P_t = n P_t^* + (1 - n) P_{(t-1)}, \quad (4)$$

em que:

$n$  representa a proporção do efeito de longo prazo da inflação sobre os preços absorvidos em 1 (um) período;

$P_t$  representa um índice de preços em um determinado período de tempo;

$P_{(t-1)}$  representa um índice de preços defasado de um período de tempo.

Assumindo como função de longo prazo para  $P_t^*$ :

$$P_t^* = a + b \text{ IGP;} \quad (5)$$

$b$  representa a elasticidade de inflação de longo prazo;

IGP representa o índice geral de preços.

Substituindo a expressão (5) em (4), obtêm-se:

$$P_t = na + nbIGP + (1-n)P_{(t-1)} \quad (6)$$

Fazendo  $na = a_0$ ,  $nb = a_1$ ,  $(1-n) = a_2$ , chega-se à equação do modelo analítico de defasagem distribuída sugerido por Koyck.

$$P_t = a_0 + a_1 IGP + a_2 P_{(t-1)} \quad (7)$$

A elasticidade de longo prazo é dada por:

$$b = a_1/n = a_1/(1-a_2)$$

Deve-se ressaltar que o efeito de longo prazo, dado por esta elasticidade, somente será observado se tempo suficiente for dado para todos os ajustes e considerando as demais variáveis inalteradas.

A elasticidade de curto prazo é dada diretamente pelo coeficiente  $a_1$ . O coeficiente  $a_2$  indica a influência do componente inercial da inflação.

O coeficiente de ajustamento ( $n$ ) é obtido pela seguinte expressão:  $n = (1 - a_2)$

Para identificar o intervalo de tempo necessário para atingir o nível de preço de longo prazo, Koyck (1958) demonstrou essa questão da seguinte maneira: Se em determinado período – ano zero – o preço variar e se estabelecer um nível de preço de longo prazo, obtêm-se:

$$P_1 = (1 - n)P_0 + nP^*, \quad (8)$$

$$P_2 = (1 - n)P_1 + nP^* = (1 - n)^2P_0 + [n + (1 - n)n]P^*$$

$$P_3 = (1 - n)P_2 + nP^* \\ = (1 - n)^3P_0 + [n + (1 - n)n + (1 - n)^2n]P^*$$

e assim por diante, até:

$$P_t = (1 - n)^t P_0 + [n + (1 - n)n + (1 - n)^2n + \dots + (1 - n)^{t-1}n]P^*$$

ou

$$P_t = (1 - n)^t P_0 + [1 - (1 - n)^t]P^* \quad (9)$$

Nota-se que, se  $t$  tende ao infinito, então  $P_t$  tende a  $P^*$ , isto é, somente num intervalo infinitamente grande de tempo o nível  $P^*$  seria alcançado. Todavia, pode ser suficiente e relevante conhecer o intervalo de tempo após o qual pelo menos uma proporção “ $z$ ” do nível de longo prazo será alcançado. A relevância desse procedimento decorre do fato de o preço, de acordo com o nível de ajustamento pressuposto, aproximar-se assintoticamente, do nível de longo prazo.

<sup>5</sup> Usando a fórmula para soma ( $S_n$ ) de termos de uma progressão geométrica:  $S_t = a_1 (1 - r^t)/(1 - r)$ , em que  $a_1$  é o primeiro termo ( $n$ ) e “ $r$ ” a razão da série geométrica.

Assim faz-se "z" igual à ponderação de  $P_t^*$  em (4):

$$1 - (1 - n)_t = z,$$

logo o intervalo de tempo é dado por:

$$t = \ln(1-z)/\ln(1-n), \quad (10)$$

em que:

t representa o intervalo de tempo;

z representa a proporção do nível do preço de longo prazo a ser alcançada;

n representa o coeficiente de ajustamento dos preços à inflação no longo prazo.

### Modelo analítico

O modelo analítico utilizado neste estudo se baseia na estimativa de equações linearizadas nos logaritmos, apresentadas da seguinte forma:

$$(a) \quad IPP_t = a_0 + a_1 IGP + a_2 IPP_{t-1}$$

$$(b) \quad IPR_t = b_0 + b_1 IGP + b_2 IPR_{t-1}$$

$$(c) \quad IPA_t = c_0 + c_1 IGP + c_2 IPA_{t-1}$$

onde:

$IPP_t$  representa o índice de preço pago pelo produtor rural no período t;

$IPR_t$  representa o índice de preço recebido pelo produtor rural no período t;

$IPA_t$  representa o índice de preço de produtos agrícolas no atacado no período t;

IGP representa o índice geral de preços da economia;

$IPP_{t-1}$ ,  $IPR_{t-1}$ ,  $IPA_{t-1}$  representam os índices defasados dos respectivos preços pagos, recebidos, e de atacado dos produtos agrícolas.

Todos os índices referem-se a preços nominais. As funções estimadas são do tipo duplo-logarítmicas. As variáveis defasadas, como  $IPA_{t-1}$ ,  $IPP_{t-1}$ ,  $IPR_{t-1}$ , representam um tipo de componente inercial que tanto o IPA, IPP como o IPR repassam sobre si mesmos no tempo, podendo fornecer argumento de inflação advinda da auto-inflação (Modiano 1985).

As elasticidades de curto prazo dos preços pagos e recebidos e preços no atacado, com respeito à inflação nas formulações descritas acima, são dadas pelos coeficientes  $a_1$ ,  $b_1$  e  $c_1$ , e as de longo prazo, por  $a_1/(1-a_2)$ ,  $b_1/(1-b_2)$  e  $c_1/(1-c_2)$  para as equações (a), (b) e (c), respectivamente, conforme o modelo teórico des-

crito. No longo prazo, coeficiente de ajustamento (n), referente à proporção da mudança nos preços a longo prazo em decorrência da inflação, e a estimativa do intervalo de tempo (t) necessário para atingi-la, podem ser apresentados da seguinte forma:

$n = (1-a_2)$  para a equação (a),  $(1-b_2)$  para a equação (b) e  $(1-c_2)$  para a equação (c).

O método de estimação utilizado é o de Mínimos Quadrados Ordinários.

Na tentativa de verificar a existência de correlação serial nos resíduos, utilizou-se a estatística "M" de Durbin (Spencer 1975). O uso deste teste justifica-se pela presença de variáveis dependentes defasadas nas funções do modelo. A demonstração matemática, a especificação das equações e os resultados da aplicação do teste "M" encontram-se no Apêndice A.

Utilizaram-se dados secundários anuais, abrangendo o período de 1967 à 1985.

### Resultados e discussão

$$(a) \text{IPP}_t = -0,12 + 0,44\text{IGP} + 0,65\text{IPP}_{t-1}$$

(2,96)            (4,05)

$$R^2 = 0,99 \quad F = 5324,02$$

$$(b) \text{IPR}_t = -0,103 + 0,38\text{IGP} + 0,71\text{IPR}_{t-1}$$

(3,807)            (6,36)

$$R^2 = 0,99 \quad F = 5408,01$$

$$(c) \text{IPA}_t = -0,11 + 0,50\text{IGP} + 0,60\text{IPA}_{t-1}$$

(2,90)            (3,20)

$$R^2 = 0,99 \quad F = 2165,92$$

Todas as variáveis explicativas têm os sinais esperados de acordo com a teoria. Os valores de "t" (teste de Student) estão entre parênteses, e indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero ao nível de 1% e 5% de probabilidade.

Os testes "M" de Durbin, referentes à verificação de correlação serial, apresentaram-se estatisticamente não-significativos ao nível de 5% de probabilidade, confirmando a hipótese de não-correlação serial. Este resultado é obtido dos coeficientes  $d_3$ ,  $e_3$  e  $f_3$  das equações (d), (e) e (f) respectivamente (Apêndice A). Quanto aos valores de F calculados para os testes das regressões, quando comparados com os valores tabelados, apresentaram-se significativos ao nível de 1% para as três equações, o que indica 99% de probabilidade de que há pelo menos um coeficiente estatisticamente diferente de zero em cada equação.

Na equação (a), o coeficiente da inflação geral sugere que, 'ceteris paribus', um aumento de 10 pontos percentuais na inflação geral elevaria os preços pagos pelos produtores rurais em 4,4 pontos percentuais no curto prazo, e 12,6% no longo prazo. A equação (b) indica que, 'ceteris paribus', a cada 10 pontos percentuais de aumento nos preços gerais da economia, resultaria uma elevação de 3,8% nos preços recebidos pelos produtores rurais no curto prazo, e 13,1% no longo prazo. A equação (c) indica que, 'ceteris paribus', a cada 10 pontos percentuais de elevação nos preços gerais da economia resultaria uma elevação de 5% nos preços agrícolas ao nível de atacado no curto prazo, e 12,5% no longo prazo.

Comparando as equações (a), (b) e (c), verifica-se que um aumento de 10% no índice geral de preços, isto é, na inflação, gera a elevação dos preços agrícolas no atacado em proporção maior que os preços pagos pelos produtores; esses preços, por sua vez, se elevarão, em proporção maior que os preços recebidos pelos produtores no curto prazo (5%, 4,4% e 3,8% respectivamente). Esta é uma possível explicação para o fato de serem os preços agrícolas considerados como um dos principais elementos de pressão sobre os índices inflacionários (uma vez que são tomados, para cálculo desses índices, os preços agrícolas no atacado ou ao consumidor) ao passo que para esses mesmos períodos, os produtores rurais se queixam dos níveis dos preços recebidos.

A análise do coeficiente de ajustamento de longo prazo ( $n$ ) indica que pelos preços no atacado ( $n = 0,40$ ) do que pelos preços pagos ( $n = 0,35$ ) e preços recebidos ( $n = 0,29$ ).

Isto indica que 40%, 35%, e 29% dos ajustes de longo prazo nos preços ocorrem para os preços no atacado, preços pagos e preços recebidos, respectivamente. Assumindo o valor de "z" como 0,95, ou seja, procurando-se obter o tempo necessário para englobar 95% dos efeitos da inflação de longo prazo para os preços pagos, encontra-se um intervalo de aproximadamente sete anos (6,95 anos). Se considerarmos esse mesmo valor de z para os preços agrícolas no atacado, encontraremos um valor aproximado de 6 anos (5,86 anos), e para os preços recebidos, de, aproximadamente, 9 anos (8,75 anos). Em outras palavras, os preços no atacado absorvem 95% dos efeitos de longo prazo da inflação em 6 anos aproximadamente. Considerando esse período último de 6 anos, os preços pagos pelos produtores agrícolas absorveriam 91%, e os preços recebidos pelos produtores, 86% do choque inflacionário, efeitos, esses, de longo prazo. O coeficiente 0,65, obtido para a variável índice de preços pagos pelos produtores; defasada de 1 ano (IPPt-1), sugere que, "ceteris paribus", 10% de aumento nos preços pagos pelos produtores, no período anterior, é responsável pelo aumento desse mesmo preço em 6,5% no período atual. Isso parece refletir uma influência elevada da inércia inflacionária, advinda da inflação passada dos preços pagos pelos produtores sobre esses mesmos preços. Esse mesmo fenômeno é observado com relação aos preços agrícolas no atacado e preços recebidos. Os

efeitos da inflação sobre os preços agrícolas são também examinados com o auxílio da Tabela 1.

**TABELA 1 – Índice de preço por atacado – oferta global/produtos agrícolas, índices de preços pagos e recebidos pela agricultura, índice geral de preços, variação percentual do índice geral de preços e índice da relação de troca, Brasil, 1967/85, (1970 = 100)**

ANO	IPA-OG prod/agr.	IPP	IPR	IGP	IGP (%)	ÍNDICE DA RELAÇÃO DE TROCA (PR/PP)
1970	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1971	125,00	118,00	126,00	120,33	20,33	104,12
1972	153,00	140,00	158,00	141,15	17,30	108,50
1973	182,00	176,25	221,00	162,21	14,22	119,25
1974	236,00	291,25	307,33	206,18	28,33	101,87
1975	293,00	399,37	368,00	266,96	28,23	88,00
1976	466,00	530,62	556,66	377,01	41,22	105,37
1977	696,00	760,75	889,33	537,84	42,62	120,25
1978	992,00	1.011,62	1.134,00	746,08	38,71	111,00
1979	1.550,00	1.581,12	1.789,33	1.148,61	53,95	117,37
1980	3.293,00	3.523,25	3.543,33	2.299,63	100,02	105,12
1981	6.732,00	7.630,75	6.081,00	4.826,11	109,86	87,12
1982	11.781,00	13.642,25	10.458,00	9.433,21	95,46	80,87
1983	38.955,55	33.603,25	29.139,00	24.010,22	154,52	86,87
1984	139.543,22	108.967,75	97.525,00	76.981,94	220,62	90,37
1985	476.632,00	330.967,75	307.486,00	250.592,65	225,52	92,87

Fonte: IBGE, Estatísticas Históricas do Brasil, Rio de Janeiro

A Tabela 1 mostra que o índice de relação de troca, durante o período de 1970 a 1980, foi favorável aos produtores rurais. A partir de 1980, o IPP passou a crescer em proporção superior ao IPR, invertendo essa situação. Observa-se que, neste mesmo período, os índices de inflação (variação percentual do IGP) passaram a atingir patamares mais elevados, o que sugere que períodos de alta inflacionária favorecem a redução da relação PR/PP, agravando o problema de distribuição de renda intersetorial. Esse fato reforça os resultados encontrados através da análise econométrica desenvolvida neste trabalho.

## CONCLUSÃO

O impacto inflacionário é percebido pelos produtores agrícolas através da

elevação do preço dos insumos comprados. Os resultados indicam que a inflação tem maior peso na formação dos preços de insumos adquiridos pelos produtores que nos preços de venda dos produtos agrícolas tanto no curto quanto no longo prazo. Indicam, ainda, que os preços ao nível de atacado são capazes de absorver mais rapidamente um choque inflacionário que os preços recebidos pelos produtores. Os preços recebidos carecem de um período maior para incorporar os efeitos inflacionários que os preços pagos pelos produtores e que os preços agrícolas ao nível de atacado. Este resultado reflete a estrutura de mercado desses produtos, ou seja, o do produtor caracterizado pela competição perfeita, e a dos dois últimos caracterizados por uma maior concentração do mercado.

As análises resultantes desse estudo dão suporte à hipótese de que a elevação do nível geral de preços exerce efeito negativo sobre o setor agrícola, deteriorando a distribuição de renda inter-setorial.

Desta forma, pode-se concluir que as freqüentes afirmativas que apresentam os preços agrícolas como inflacionários podem ser, em grande parte, creditadas à oligopolização do segmento atacadista, e também à mais rápida absorção dos choques inflacionários aos preços dos insumos industriais usados na produção agrícola.

Portanto, o combate à inflação deve incidir onde começa a inflação, ou seja, no Governo e nos setores da economia com fortes imperfeições de mercado. O ataque à inflação através dos preços recebidos pela agricultura competitiva pode ser considerado errado e socialmente injusto.

## AGRADECIMENTOS

Os autores são agradecidos aos professores Antônio Salazar Brandão e João Eustáquio de Lima pelas sugestões e comentários feitos à versão anterior deste trabalho. Agradecem também aos dois revisores anônimos da Revista de Economia e Sociologia Rural pelas alterações sugeridas.

## REFERÊNCIAS

- CARDOSO, E. Oferta de alimentos e inflação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. 10(1):45-69, abr. 1980
- DELFIN NETO, A. **Importância da Agricultura para a Inflação**. Estado de São Paulo 19 de agosto de 1979.
- FAGUNDES, M. H. Inflação e Preços Agrícolas: evolução recente. **Carta mensal da SUPEC, CFP, ano IV, número 2, 1989**.
- R. Econ. Sociol. Rural, Brasília, 28(3):45-56, Jul./Set. 1990

- FIBGE, **Estatísticas Históricas do Brasil**, v.3, Rio de Janeiro, 1987.
- KOYCH, L. M. **Distributed Lags and Investment Analysis**. Amsterdam: North-Holland Publishing Co. 1954.
- MODIANO, E. M. Salários, preços e câmbio: os multiplicadores do choque numa economia indexada. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, 9(1): 1-32, abr, 1979.
- PASTORE, A., **A Resposta da Produção Agrícola aos Preços no Brasil**, APEC, SP, 1973.
- SIMONSEN, M. H. A Inflação Brasileira: lições e perspectivas. **Revista de Economia Política**, Rio de Janeiro, 5(4):15-30, out. dez. 1985.
- TWEETEN, L. and GRIFFIN, S. **General Inflation and the Farming Economy, Agricultural Experiment Station**. Oklahoma State University, 1976.
- TWEETEN, L.G. **Foundations of farm policy**. Lincoln, University of Nebraska Press, cap. 8, 1979.
- VIEIRA, R. C. & TEIXEIRA, A. R., Inflação e preços agrícolas: uma análise estruturalista. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, vol 26, n° 3, jul/set 1988.
- VIEIRA, R. C. & TEIXEIRA, A. R., Preços agrícolas e teoria de mark-up. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, vol. 27, n° 1, jan/mar 1989.

## APÊNDICE A

O procedimento do teste "M" de Durbin consiste em regredir o resíduo calculado (por mínimos quadrados ordinários),  $Z_t$ , sobre o resíduo tomado com retardamento,  $Z_{t-1}$  e sobre o conjunto de variáveis exógenas predeterminadas. Supõe-se que o modelo seja representado por  $Y_t = a_1 + a_2 Y_{(t-1)} + Z_t$ ; para o teste "M" ajusta-se o modelo representado por:  $Z_t = b_0 + b_1 Y_{(t-1)} + b_2 Z_{t-1} + u_t$ . Na medida em que  $b_2$  não for significativamente diferente de zero, ou seja, na medida em que o coeficiente representativo da variável resíduo defasada for significativamente diferente de zero, aceita-se a hipótese nula de não-correlação serial.

Usam-se, entretanto, as seguintes equações logaritmizadas, com o objetivo específico de verificar a existência, ou não, de correlação serial nos termos de erros:

$$(d) \text{ResIPP}_t = d_0 + d_1 \text{IGP} + d_2 \text{IPP}_{(t-1)} + d_3 \text{ResIPP}_{(t-1)}$$

$$(e) \text{ResIPR}_t = e_0 + e_1 \text{IGP} + e_2 \text{IPR}_{(t-1)} + e_3 \text{ResIPR}_{(t-1)}$$

$$(f) \text{ResIPA}_t = f_0 + f_1\text{IGP} + f_2\text{IPA}_{(t-1)} + f_3\text{ResIPA}_{(t-1)}$$

onde:

$\text{ResIPP}_t$ ,  $\text{ResIPR}_t$  e  $\text{ResIPA}_t$  representam os resíduos do índice de preço pago, preço recebido e preço agrícola no atacado de produtos agrícolas respectivamente, num dado período "t".

Os cálculos foram feitos e constatou-se a não-existência de correlação serial, podendo ser observada pelos seguintes resultados:

$$(d) \text{ResIPP}_t = -0,038 - 0,071\text{IGP} + 0,074\text{IPP}_{(t-1)} - 0,0067\text{ResIPP}_{(t-1)} \\ (-0,0231)$$

$$(e) \text{ResIPR}_t = -0,092 + 0,391\text{IGP} + 0,711\text{IPR}_{(t-1)} + 0,44\text{ResIPR}_{(t-1)} \\ (0,62)$$

$$(f) \text{ResIPA}_t = -0,07 - 0,1976\text{IGP} - 0,2174\text{IPA}_{(t-1)} - 0,44\text{ResIPA}_{(t-1)} \\ (0,154)$$