

# ANÁLISE DO PROCESSO DE TRANSMISSÃO DO PREÇO DO CAFÉ NO PERÍODO DE 1987- 1995<sup>1</sup>

*Gustavo de Souza Gróppo<sup>2</sup>*

**RESUMO** – Este estudo objetivou identificar o comportamento dos preços do café nos diferentes níveis de mercado, com o intuito de detectar a origem e a intensidade das variações desses preços. A metodologia utilizada para os testes foi a de SIMS (1972). Os modelos foram ajustados, tomando-se as séries de preços reais de janeiro de 1987 a dezembro de 1995. Os resultados indicam causalidade no sentido do preço do produtor para o preço de exportação; bicausalidade entre o preço do produtor e o preço do atacado (torrefador); causalidade no sentido de atacado para varejo e causalidade no sentido de preço do produtor para preço de varejo. Observou-se, ainda, que as elasticidades situam-se abaixo de um, indicando uma inelasticidade nessa transmissão.

**Termos para indexação:** Causalidade, transmissão de preços, níveis de mercado, elasticidade.

## *ANALYSIS OF THE PROCESS OF COFFEE PRICE TRANSMISSION DURING THE PERIOD FROM 1987 TO 1995*

**ABSTRACT** - *The objective of this study was to identify the behavior of coffee prices in different market levels, with the objective of detecting the origin and intensity of such prices. SIMS (1972) methodology was used and the models were adjusted for the period of January 1987 to December 1995. The results of these tests indicated causality in the direction of producers price to price exportation, bicausality between producers price and wholesale price, causality in the direction of wholesale to retail and causality in the direction*

---

<sup>1</sup> Este artigo é baseado na monografia do autor apresentada ao DEE/UFV .

<sup>2</sup> Economista e bolsista do CNPq (aperfeiçoamento em atividade de pesquisa), na EMBRAPA-CNPGL 36038-330, Juiz de Fora, MG.

*of producers price to retail. It was still observed that the elasticities are below one of them, what indicates inelasticity in such transmission.*

*Index terms: Causality, price transmission, market level, elasticity.*

## INTRODUÇÃO

Os preços agrícolas, em decorrência de choques associados a diversas causas, como aumento ou redução nos custos de produção e mudanças bruscas no clima, estão em contínuo processo de variação. Essa variação ocorre, também, em razão de oscilações de demanda interna e externa, tanto em nível de produção como em nível de comercialização.

O preço do café, especificamente, sofre frequentes oscilações ano a ano. Essas flutuações, em grande parte, são resultantes das variações ocorridas no suprimento interno, da inelasticidade preço da oferta e preço da demanda e da grande atividade especulativa dos intermediários (CARVALHO, 1974). Outros fatores que explicam essas oscilações dizem respeito às flutuações de produção, ora com supersafras, ora com quebras de produção, bem como a grande interferência ocorrida no setor.

Antes da extinção do Instituto Brasileiro do Café (IBC), que ocorreu no início da década de 90, a intervenção governamental sobre os diferentes agentes da cadeia de comercialização cafeeira era intensa, tendo levado, até mesmo, à implantação de políticas de preços mínimos.

As características estruturais do mercado determinam o nível do qual partem os choques de preços vigentes no negócio café; ora podem predominar choques em nível de produtor, ora em nível de torrefador; ora em nível de varejo, ora em nível externo.

O conhecimento da origem dos choques e da intensidade com que os preços se transmitem entre os diversos níveis, tanto para decréscimos quanto para acréscimos, permite uma previsão mais segura dos seus efeitos sobre o setor cafeeiro. Isso facilitará a adoção de medidas eficazes, com o objetivo de estabilizar o mercado e aumentar o bem-estar dos produtores e consumidores. Para o consumidor, a instabilidade de preços representa nocivas oscilações no poder de compra; já para os produtores,

a instabilidade de preços, além de prejudicar sua condição de vida, dificulta a decodificação dos sinais de mercado no sentido da produção dos bens e amplia o risco da atividade.

A análise do processo de como se dá a transmissão de preços é de fundamental importância para a avaliação da necessidade ou não de uma intervenção governamental e de como essa intervenção deve ser realizada.

Este trabalho objetivou determinar o sentido em que ocorre a transmissão e estimar a intensidade dessa transmissão entre os diferentes níveis de mercado, no período de 1987 a 1995.

## MATERIAL E MÉTODOS

Os estudos empíricos sobre a transmissão de preços agrícolas têm procurado, basicamente, analisar os efeitos de mudanças nas variáveis exógenas sobre os preços, nos diferentes níveis de mercado.

O teste de exogeneidade econométrica, de SIMS (1972), baseia-se no conceito de causalidade temporal, desenvolvido por GRANGER (1969), para testar a hipótese de direção causal entre duas variáveis. Este teste de exogeneidade econométrica fundamenta-se nas seguintes pressuposições: (a) as variáveis analisadas resultam de processos estocásticos; (b) as séries são estacionárias; e (c) o futuro não causa o passado. Esta última pressuposição tem suscitado alguma controvérsia, já que o tempo desempenha importante papel na definição de causa e efeito (BISHOP, 1979).

SIMS (1972) desenvolveu um teste empírico para análise da direção causal entre variáveis econômicas, o qual consiste em estimar equações como  $Y=f(X)$  e  $X=g(Y)$ . SIMS estima quatro equações, duas restritas e duas completas, em que as completas envolvem os valores presentes, passados e futuros das variáveis exógenas, enquanto as restritas excluem as variáveis futuras.

As possíveis relações de causalidade entre as duas variáveis são as seguintes:

Causalidade Uni-direcional: X causa Y, ou Y causa X.

Causalidade Bi-direcional: X e Y são mutuamente relacionados quanto à direção de causalidade; X causa Y, e Y causa X.

Ausência de causalidade: X não causa Y, e Y não causa X.

Um cuidado que deve ser tomado para realizar este teste diz respeito à definição do número de defasagens futuras e passadas que devem ser utilizadas. O modelo básico de SIMS (1972) é constituído por oito variáveis passadas, uma presente e quatro futuras. O número de valores futuros e defasados devem ser suficientes para possibilitar a identificação do sentido de causalidade pelo teste, não devendo ser muito elevado por possibilitar a ocorrência de multicolinearidade. Geralmente, para produtos agrícolas utilizam-se doze variáveis futuras, doze passadas e uma corrente, conforme feito por AGUIAR e BARROS (1989), AGUIAR (1990) e GOMES e TALAMINI (1992), reconhecendo o carácter anual da produção agrícola.

As equações que compõem o modelo para testar a direção de causalidade, entre os níveis X e Y da cadeia de comercialização de um produto agrícola qualquer, podem ser especificadas como apresentado a seguir:

$$P_x = a_0 + a_1T + a_2D + a_3P_{yt} + \sum_{i=1}^{12} a_{4i}P_{y_{t+i}} + \sum_{k=1}^{12} a_{5k}P_{y_{t-k}} + e_{1t} \quad (1)$$

$$P_y = b_0 + b_1T + b_2D + b_3P_{xt} + \sum_{i=1}^{12} b_{4i}P_{x_{t+i}} + \sum_{k=1}^{12} b_{5k}P_{x_{t-k}} + e_{2t} \quad (2)$$

Equações restritas:

$$P_x = c_0 + c_1T + c_2D + c_3P_y + \sum_{k=1}^{12} c_{4k}P_{y_{t-k}} + e_{3t} \quad (3)$$

$$P_y = d_0 + d_1T + d_2D + d_3P_x + \sum_{k=1}^{12} d_{4k}P_{x_{t-k}} + e_{4t} \quad (4)$$

em que  $P_x$  é o logaritmo natural do preço do café, no nível X;  $P_y$  é o logaritmo natural do preço do café, no nível Y; T é variável tendência; D é a variável binária para controle dos efeitos de sazonalidade;  $a_0, a_1, a_2, a_3, a_{4i}, a_{5k}$  são os parâmetros a serem estimados na equação (1);  $b_0, b_1, b_2, b_3, b_{4i}, b_{5k}$  são os parâmetros a serem estimados na equação (2);  $c_0, c_1, c_2, c_3, c_{4k}$  são os parâmetros a serem estimados na equação (3);  $d_0, d_1, d_2, d_3, d_{4k}$  são os parâmetros a serem estimados na equação (4); e  $e_{1t}, e_{2t}, e_{3t}, e_{4t}$  são os erros aleatórios.

O teste de SIMS (1972) requer, previamente, a realização de uma filtragem das séries de variáveis, quando for detectada a autocorrelação entre os resíduos, fornecendo, assim, estimadores isentos de viés na variância.

Para essa filtragem, utiliza-se o filtro obtido pela técnica iterativa de Cochrane-Orcutt, e a verificação de sua eficácia se dá pelo teste de Durbin-Watson. Utiliza-se, ainda, em caso específico, o teste Q, desenvolvido por LJUNG e BOX<sup>3</sup> (1978).

Após estimada a regressão, testam-se as seguintes hipóteses:

$$a_{41} = a_{42} = \dots = a_{412} = 0 \quad (\text{Hipótese 1 - os coeficientes das variáveis futuras do modelo } X = f(Y) \text{ são nulos), e}$$
$$b_{41} = b_{42} = \dots = b_{412} = 0 \quad (\text{Hipótese 2 - os coeficientes das variáveis futuras do modelo } Y = f(X) \text{ são nulos).}$$

O teste é feito com base na estatística F, calculada segundo a fórmula:

$$F = [(SQR_r - SQR_u) / (q - p)] / [SQR_u / (n - q)],$$

em que  $SQR_r$  é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão restrita;  $SQR_u$  é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão completa; q é o número de parâmetros estimados na regressão completa; p é o número de parâmetros estimados na regressão restrita; e n é o número total de observações.

Se as duas hipóteses forem rejeitadas, a relação será bicausal. Se as duas hipóteses não forem rejeitadas, haverá ausência de causalidade. Se a primeira for rejeitada e a segunda não, a causalidade será do preço do café no nível Y, para o preço do café no nível X, e, caso ocorra o contrário, a segunda for rejeitada e a primeira não, a causalidade será do preço do café no nível X, para o preço do café no nível Y.

---

<sup>3</sup> O teste Durbin-Watson é utilizado para verificar se existe autocorrelação de primeira ordem nos resíduos, enquanto que o teste Q de Ljung-Box é mais geral, permitindo que seja avaliada a existências de autocorrelação nos resíduos considerando também defasagens de ordem superior a um.

Após determinar o sentido da causalidade, estimaram-se as equações de transmissões de preços. Caso o sentido verificado fosse do preço do nível X para o preço do nível Y, a equação básica seria:

$$Py_t = a_0 + a_1T + a_2D + a_3Px_t + \sum_{k=1}^{12} a_{4k}Px_{t-k} + e_{1t} \quad (5)$$

Partindo-se dessa equação, testa-se o número de defasagens significativas para se definir a equação de transmissão de preços. Este procedimento consiste em avaliar a significância do teste F, a um nível de significância de 5%, à medida em que se excluem as defasagens (1 a 12), (2 a 12), ..., (11 a 12), sucessivamente (AGUIAR, 1990). Posteriormente, eliminam-se as defasagens não significativas, utilizando, para isso, o teste t.

Após a definição da forma final, os valores de “a” (com exceção do  $a_0$ ) serão as elasticidades mensais de transmissão de preços.

O modelo utiliza variáveis binárias, com o intuito de controlar a sazonalidade (variação estacional), variação essa que ocorre numa série temporal nos mesmos meses do ano, mais ou menos com a mesma intensidade e tem aplicação na explicação de movimentos de preços de produtos agrícolas, cuja safra e a entressafra correspondem a períodos determinados do ano. Para períodos de safra, que ocorrem entre maio e agosto, o valor assumido por essa variável foi um, e, para os demais meses do ano, foi zero.

Para analisar a relação de preços entre os diferentes níveis de mercado do café foram usadas as séries de preços médios mensais recebidos em cada nível.

Os preços em nível de produtor (PPR) foram obtidos na publicação “Informações Econômicas”, do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo, referentes ao período de 1987 a 1995. Os valores monetários foram convertidos para real, por saca de 60 Kg do produto.

Os preços de exportação (PEX) foram calculados pela divisão do valor mensal em dola, das exportações brasileiras, pela quantidade mensal de café em grão exportada. Esses valores foram convertidos para real pela cotação do câmbio oficial de venda, e esses dados foram obtidos no Boletim do Banco Central, para o mesmo período.

Os preços do torrefador (PTO) foram obtidos na “Conjuntura

Eletrônica”, da FGV, e correspondem aos preços mensais em reais, por saca de 60 Kg. Já os dados referentes ao nível de varejo (PVA) foram obtidos na publicação Informações Econômicas do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo e no “Jornal do Café”, publicação mensal da Associação Brasileira da Indústria do Café (ABIC). Fez-se uma conversão no preço do varejo, pois 60 Kg de café em grão produzem apenas 50,4 Kg de café em pó. O fator de conversão considerado é 0,84, obtido no Anuário Estatístico do Café, número 11, de dezembro de 1977.

Todos os dados foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas (FGV), tendo como base o mês de dezembro de 1995.

As filtragens e os demais procedimentos econométricos foram realizados por meio dos *softwares* Econometric Views e Hummer.

## RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os resultados da análise de causalidade estão apresentados na tabela 1. A autocorrelação foi verificada em todas as regressões estimadas. No entanto, o filtro usado (técnica iterativa de Cochrane-Orcutt) mostrou-se eficaz na eliminação desse problema para todas as regressões, com exceção da regressão PEX em função do PPR e T, para o qual se utilizou o processo ARMA (1,1).

TABELA 1

*Teste para análise de causalidade do preço entre diferentes níveis de mercado*

Variável dependente (1)	Variável independente	Teste F (2)
PPR	PEX	2,68 (12,79)*
PEX	PPR	0,63 (12,79) <sup>NS</sup>
PPR	PTO	3,68 (12,79)*
PTO	PPR	3,50 (12,80)*
PPR	PVA	2,19 (12,79)*
PVA	PPR	1,18 (12,79) <sup>NS</sup>
PTO	PVA	6,04 (12,79)*
PVA	PTO	1,15 (12,79) <sup>NS</sup>

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (1) PPR, PEX, PTO e PVA referem-se ao logaritmo natural do preço do produtor, do logaritmo natural do preço de exportação, do logaritmo natural do preço do torrefador e do logaritmo natural do preço de varejo, respectivamente.

(2) Entre parênteses estão o número de variáveis futuras excluídas e o número de graus de liberdade, respectivamente.

\* Nível de significância de 1 %.

<sup>NS</sup> Não-significativo.

O sentido de causalidade dos preços do produtor para os preços de exportação indicam que os preços recebidos pelo produtor determinam os recebidos pelos exportadores (embora o preço seja bruto, não excluindo taxas, impostos e custos). A existência dessa unicausalidade deve-se, possivelmente, à grande importância brasileira no mercado internacional de café, podendo, até mesmo, ser considerado como formador e não tomador de preços.

Quando se analisou a causalidade entre preços do torrefador e os preços do produtor, encontrou-se a existência de uma relação bicausal. Tanto os valores futuros do preço do torrefador como do preço do produtor têm suas hipóteses de nulidade rejeitadas. Isso mostra que tanto os preços do torrefador influenciam os preços do produtor como os do produtor influenciam os preços do torrefador.

Quando se analisou o sentido da causalidade entre preço do torrefador para o preço do varejo observou-se que a direção é do preço do torrefador para o preço do varejo. No entanto, quando se testou o sentido de causalidade entre o preço recebido pelo produtor para o preço do varejo, observou-se que ela é do preço do produtor para o preço do varejo.



AGUIAR (1993), utilizando dados de 1975 a 1990, verificou a existência de causalidade dos preços recebidos pelo produtor de café, do estado de São Paulo, para os preços de exportação. Já SILVESTRINI (1994), utilizando dados de 1970 a 1990, não encontrou causalidade entre preço recebido pelo cafeicultor e o preço brasileiro de exportação. A explicação usada por SILVESTRINI, para a inexistência de causalidade, deve-se, possivelmente, à grande intervenção nos preços internos e de exportação do café, o que não ocorre no período aqui analisado. A imposição de taxas, os contratos com importadores e a subvenção aos exportadores impediam que o preço externo se transmitisse aos preços internos.

Neste trabalho foi encontrada relação de bicausalidade entre produtor e torrefador, diferente da relação obtida por SILVESTRINI (1994), que indica apenas causalidade do preço recebido pelo produtor para o preço do torrefador.

Com o intuito de estimar as elasticidades de transmissão de preços, após ter verificado o sentido de causalidade, aplicou-se o teste de exclusão de variáveis para determinação do número de defasagens significativas das equações de transmissão de preços. Os resultados desta análise estão na tabela 2.

TABELA 2

*Número de defasagens significativas definida pelo teste t*

Regressão	Número de defasagens
PEX = f (PPR)	0
PTO = f (PPR)	0
PPR = f (PTO)	3
PVA = f (PPR)	0
PVA = f (PTO)	0

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: PEX, PTO, PPR, PVA referem-se ao logaritmo natural do preço de exportação, logaritmo natural do preço do torrefador, logaritmo natural do preço recebido pelo produtor no estado de São Paulo e logaritmo natural do preço do varejo.

Os resultados mostram que todos os ajustamentos ocorreram, de forma instantânea, às variações dos preços do outro nível de mercado, com exceção da relação de causalidade do torrefador para o produtor, em que os ajustamentos do preço do produtor ocorrem em três meses. É possível que essa defasagem seja explicada pelo diferencial no acesso às informações que possuem os agentes em cada um desses níveis.

Definido o número de defasagens significativas, estimaram-se as equações de transmissão de preços, empregando os logaritmos naturais, de modo que os coeficientes das variáveis constituem as próprias elasticidades de transmissão.

As estimativas dos coeficientes das equações de transmissão de preços são apresentadas na tabela 3.

Pode-se observar que a elasticidade de transmissão de preços recebido pelo produtor do estado de São Paulo, para o preço de exportação brasileiro, é de 0,282. Dessa forma, um aumento de 10% no preço recebido pelo produtor provocaria um aumento imediato de 2,82% no preço de exportação. O valor negativo do coeficiente da tendência mostra que há uma queda no preço ao longo do tempo; no entanto, a magnitude do coeficiente mostra ser essa queda pequena.

TABELA 3

*Equação de transmissão de preços entre diferentes níveis de mercado*

	PEX = f(PPR)	PPR = f(PTO)	PVA = f(PPR)
R <sup>2</sup>	0.887696	0.921221	0.875152
DW	2.024029	2.373785	2.017600
F	201.5622	189.0496	178.7486
b <sub>0</sub>	3.571734 (6.195395)*	0.451700 (0.852570)	0.885715 (5.05734)*
b <sup>1</sup>	-0.076360 (-2.177101)*	0.008317 (0.371941)	-0.043625 (-1.764390)
b <sup>2</sup>	-	-	-0.003961 (-10.60246)*
b <sub>3</sub>	0.282078 (2.725583)*	0.445885 (8.852486)*	0.923868 (25.15124)*
b <sub>4</sub>	-	0.363982 (7.212683)*	-
b <sub>5</sub>	-	0.098737 (1.959146)*	-
b <sub>6</sub>	-	-0.058313 (-1.167271)	-

continua...

	PVA = f(PTO)	PVA = f(PPR)
R <sup>2</sup>	0.890400	0.08351
DW	1.944876	1.91043
F	422.4530	4.73839**
b <sub>0</sub>	3.056657 (10.98575)*	4.383945 (8.77242)*
b <sub>1</sub>	-	-0.002761 (-1.58578)
b <sub>2</sub>	-	-
b <sub>3</sub>	0.323343 (5.911324)*	0.292033 (2.76203)*
b <sub>4</sub>	-	-
b <sub>5</sub>	-	-
b <sub>6</sub>	-	-

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses estão os valores do teste t.

\*Nível de significância de 1 %.

\*\* Nível de significativo de 5%

b<sub>0</sub> Coeficiente da co

PEX Preço de exportação.

PTO Preço do torrefador.

PVA Preço do varejo.

- $b_1$  Coeficiente da variável tendência.
- $b_2$  Coeficiente da variável Dummy.
- $b_3$  Coeficiente da variável independente.
- $b_4$  Coeficiente da variável independente defasada em t-1.
- $b_5$  Coeficiente da variável independente defasada em t-2.
- $b_6$  Coeficiente da variável independente defasada em t-3.

A equação de transmissão de preço,s estimada entre o preço do torrefador e o preço recebido pelo produtor, indica que um aumento no preço do torrefador de 10% provocaria um aumento imediato de 4,46% no preço do produtor. A variação, no último mês, tende a ocorrer no sentido contrário, aproximadamente meio por cento ( $b_1 = 0,58\%$ ). O efeito total das variações de preços correspondem a 8,50% até o final do período de transmissão. O resultado obtido nessa equação mostra que a variável tendência não é significativa.

Já a equação de transmissão entre o preço recebido pelo produtor para o preço do torrefador apresentou um coeficiente de elasticidade de transmissão de 0,924. Isto indica que, para um aumento de 10% no preço do produtor, o torrefador elevaria seus preços, imediatamente, em 9,24%. Tanto o coeficiente da variável tendência quanto o coeficiente da variável Dummy possuem sinais negativos, indicando que há tendência de queda do preço ao longo do tempo e mostrando que, no período de safra, há uma queda no preço pago pelo torrefador.

Quando se analisa a equação de transmissão entre preço do torrefador para o preço do varejo, observa-se que essa transmissão é de 0,323. Dessa forma, um aumento de 10% no preço do torrefador provocaria um aumento imediato de 3,23% no preço do varejo.

O coeficiente estimado da equação de transmissão de preços, entre varejo e produtor, é de 0,292, que corresponde à elasticidade de transmissão do preço do produtor para o preço do varejo. Um aumento de 10% no preço do produtor provocaria um aumento imediato de 2,92% no preço do varejo.

Todos os resultados encontrados mostram que a transmissão de preços de um nível de mercado para outro é menos que proporcional, pois as

elasticidades encontradas situam-se abaixo de um, indicando uma inelasticidade na transmissão de preços.

Os valores do “coeficiente de determinação” ( $R^2$ ), obtidos neste trabalho, mostram-se bem elevados em todas as regressões (acima de 87%), com exceção do PVA em função do PPR, em que foi encontrado um valor reduzido (em torno de 8%).

## CONCLUSÕES

A causalidade na transmissão de preços do produtor para os preços de exportação se deve, possivelmente, à grande importância da cafeicultura brasileira no mercado internacional, sendo responsável por uma parcela significativa do café produzido no mundo.

Observa-se, pelos resultados obtidos, certa liderança na formação dos preços ao nível do produtor, que inicia as variações de preços para os mercados urbanos. Essa liderança na formação de preços, ao nível do produtor, tende a predominar em razão de choques de oferta, como sazonalidade e bianualidade (num ano há boa produção e, posteriormente, ocorre quebra de produção) e as próprias variações climáticas. Esse resultado indica certo poder desestabilizador dos preços do produtor sobre os preços nos demais níveis.

Foi observado, neste estudo, que as elasticidades de transmissão de preços de um nível de mercado para outro são menos que proporcionais, isto é, as elasticidades situam-se abaixo de um, indicando uma inelasticidade nessa transmissão.

Os resultados encontrados, quanto às equações de transmissão, devem ser olhados com certa cautela, pois admitem que as elasticidades sejam iguais tanto para acréscimos como para decréscimos de preços, isto é, não se admite a existência de assimetria na transmissão de preços. Há necessidade de se testar a existência ou não dessa assimetria, para que se possam obter resultados mais confiáveis. O teste usualmente utilizado para análise da assimetria de mercados agrícolas é o desenvolvido por HOUCK (1977), que não foi aplicado neste estudo. Sugere-se que estudos posteriores o apliquem.

## AGRADECIMENTOS

O autor é grato ao professor Tancredo Almada Cruz (DEE/UFV), pela orientação dada; à professora Marília Fernandes Maciel Gomes (DER/UFV) e à pesquisadora da EPAMIG, Glória Zélia Teixeira Caixeta, pelas sugestões e pelas críticas, que foram essenciais para a realização deste trabalho.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, D.R.D. *A questão da transmissão de preços agrícolas*. Revista Economia e Sociologia Rural, V. 31(4): 291-308, out/dez. 1993.
- AGUIAR, D.R.D. & BARROS, G.S.A.C. *Transmissão de preços de laranja entre mercado externo e interno*. Revista de Economia e Sociologia Rural, V. 27(1): 61-70, jan/mar. 1989.
- ANUÁRIO, EESTATISTICO DO CAFÉ. Rio de Janeiro, IBC, 1977 435p.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Boletim mensal*. Diversos.
- BARROS, G.S.A.C. e MARTINES FILHO, J.G. *Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado*. In: Encontro Nacional de Economia, 15, Salvador, 1987. ANAIS, Rio de Janeiro, ANPEC, V. II, p.53-67, 1987.
- BISHOP, R.V. *The construction and use of causality test*. Agricultural Economics Research, V.31, n.4, p.1-6, 1979.
- CARVALHO, M.R. *Análise estrutural da demanda interna de café*. Viçosa, UFV, 1974, 135p. (Dissertação de mestrado).
- CENÁRIO FUTURO DO NEGÓCIO AGRÍCOLA DE MINAS GERAIS. *Cenário futuro para a cadeia produtiva de café em Minas Gerais*. Secretaria de Estado da Agricultura, pecuária e abastecimento do Governo do Estado de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1995, 49p.

- CONJUNTURA ECONOMICA. Rio de Janeiro, FGV, diversos.
- FEDERAÇÃO BRASILEIRA DOS EXPORTADORES DE CAFÉ - FEBEC. Relatórios mensais. Rio de Janeiro, diversos.
- FERREIRA FILHO, J.B.S. *As origens da crise e o futuro da cafeicultura brasileira e mundial: de onde viemos, para onde vamos*. Preços agrícolas, Piracicaba, (77): 4-9, mar. 1993.
- GOMES, M.F.M. e TALAMINI, D.J.D. *Transmissão de preços de frango de corte entre os mercados externo e interno*. In: congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 30, Rio de Janeiro, 1992. ANAIS. Brasília, SOBER, V. II, p.485-95, 1992.
- IEA. Informações Econômicas. Secretaria de agricultura e abastecimento Instituto de Economia Agrícola, São Paulo, Diversos
- MARTINES FILHO, J.G. *Margens de comercialização e causalidade de preços agrícolas*. Piracicaba, USP/ESALQ, 1988, 146p. (Dissertação de mestrado).
- SILVESTRINI, A.JR. *Análise econométrica e causalidade na transmissão de preços do mercado cafeeiro*. Viçosa, UFV, 1994, 78p. (Dissertação de mestrado).
- SIMS, C.A. *Money, income and causality*. American of Economic Review, v.62, n.4, p.540-55, 1972.
- VISSOTTO, S.L. ; MACHADO, J.A.R. ; PEDROSA, A.V.B. ; CAIXETA FILHO , J.V. *Caracterização da cafeicultura brasileira no final do século XX*. inf. GEP/DESR, 3(11): 5-26, 1990.

