

MARGENS DE COMERCIALIZAÇÃO: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA DE Desequilíbrio¹

HELTON HUGO LUZ TEIXEIRA², SERGIO ALBERTO BRANDT³ e
RITA DE CÁSSIA MILAGRES TEIXEIRA VIEIRA⁴

RESUMO - A análise econométrica de desequilíbrio de margens de comercialização foi originalmente proposta por Heien. Entre nós não se dispõe de estudos sistemáticos sobre os problemas de causalidade, irreversibilidade e estabilidade estrutural das margens de comércio agrícola. Na presente pesquisa, usam-se séries temporais (1974-I a 1979-XII) referentes ao mercado de São Paulo e os procedimentos de Sims, Wolfram-Houck e Chow para análise destes problemas. Os resultados obtidos indicam causalidade indirecional, de preços de atacado para preços de varejo; irreversibilidade da equação de preços; e tecnologia de tipo não-Leontief para as firmas varejistas de alimentos (arroz, feijão e farinha de mandioca).

Termos para indexação: margens de comercialização, desequilíbrio, causalidade, irreversibilidade, estabilidade estrutural.

MARKETING MARGINS: AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF DISEQUILIBRIUM

ABSTRACT - The econometric analysis of marketing margins disequilibrium was originally proposed by Heien. Systematic studies about causality, non-reversibility and structural stability are not available in this country. Time series data (1974-I to 1979-XII) covering the São Paulo market, and Sims, Wolfram-Houck and Chow procedures are used to evaluate these problems. The results indicate causality flowing from wholesale to retail-prices; irreversibility of the price equation; and non-Leontief technology for food retail firms (rice, beans and manioc flow).

Index terms: marketing margins, disequilibrium, causality, non-reversibility, structural stability.

INTRODUÇÃO

Recentes estudos de determinação de preços e margens de comercialização de produtos agrícolas utilizaram um modelo de equilíbrio estático baseado na pressuposição de equilíbrio instantâneo de oferta e de procura, nos níveis de varejo, atacado e produtor (Gardner, 1975).

¹ Recebido em 25 de março de 1983.

Aceito para publicação em 28 de março de 1985.

² Eng.^o Agr.^o, M.S., Assessor Técnico, Plantar S.A. - Av. Álvares Cabral, 950 - CEP 30000 - Belo Horizonte, MG.

³ Eng.^o Agr.^o, Ph.D., Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

⁴ Eng.^o Agr.^o, M.S., Estudante Pós-Graduada da Universidade Federal de Viçosa (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

A validade deste modelo analítico de margem de comercialização é consideravelmente reduzida, nos casos em que a variação nos estoques é grande, em relação à demanda total. Na medida em que se reduz o período de tempo considerado, cria-se uma condição de desequilíbrio no mercado, isto é, torna-se necessária a passagem de algum tempo para que o mercado se equilibre (Heien, 1980).

Há necessidade de se conhecer mais sobre a determinação dos valores de equilíbrio das variáveis endógenas (preço e quantidade, no varejo) do modelo de mercado, bem como sobre a natureza do caminho temporal dessas variáveis entre dois pontos de equilíbrio. Três aspectos são especialmente obscuros, no processo de determinação de preços de varejo. O primeiro diz respeito à exogeneidade econométrica de preços de atacado; o segundo, à irreversibilidade desta relação de preços; e o terceiro, à estabilidade estrutural desta relação.

De acordo com o modelo de desequilíbrio, no intervalo entre dois períodos e com base em resultados observados em períodos anteriores, os vendedores decidem e anunciam margens (MC) e preços (P) a serem cobrados. Conhecendo esses valores de P e MC, os compradores decidem quanto comprar em bens e serviços. No decorrer do lapso de tempo, os planos dos compradores e vendedores se ajustam, tanto quanto possível, aos preços e margens anunciados. Ao final do período, os vendedores reavaliam os resultados alcançados, que podem envolver excesso de oferta ou de procura e, portanto, desequilíbrio, e elaboram novos planos, para o período seguinte, e assim em diante.

No modelo de equilíbrio, por outro lado, admite-se que o suprimento de bens e serviços seja feito de acordo com expectativas de preços e margens, no início de cada período de tempo. No decorrer desse período, os preços e as margens observadas equilibram oferta e procura de bens e serviços. Ao final do período, os empresários reajustam seus planos de produção de bens e serviços, formam novas expectativas de preços e margens, e o processo se repete, não necessariamente em níveis idênticos aos observados no período anterior.

É razoável supor, com base nesta comparação, que o modelo de desequilíbrio reflita, de modo mais realista que o modelo de equilíbrio, o verdadeiro comportamento do empresário varejista de produtos alimentícios básicos.

Esta pesquisa tem por objetivo central descrever e testar empiricamente um modelo teórico de determinação de preços e margens de produtos agrícolas que seja coerente com o modelo estático e que incorpore a dinâmica do setor comercial.

Especificamente pretende-se: a) testar a hipótese de causalidade temporal entre preços de varejo e preços de atacado; b) estimar relações de preços de tipo *markup*; c) testar a hipótese de assimetria da relação de preços; e d) testar a hipótese de estabilidade estrutural da referida relação de preços.

METODOLOGIA

O modelo teórico de determinação de preços e margens utilizado no presente estudo se deve a Heien (1980) e engloba os níveis de varejo, de atacado e de produ-

tor. Em síntese, o modelo descreve, sob a pressuposição de desequilíbrio entre oferta e procura, equações de transmissão de preços coerentes com a função de produção da firma varejista.

Segundo o modelo de Heien, a função de demanda de determinado produto, no varejo, é dada por:

$$V^d = h_1 (P^v, Y), \quad (1)$$

na qual V^d é a quantidade procurada no varejo (por exemplo, farinha de mandioca refinada); P^v é o preço no varejo; e Y representa variáveis exógenas (por exemplo, renda). A função de oferta, no varejo, derivada da 'função de produção' da empresa varejista, é dada por:

$$V^s = h_2 (P^v, P^a, P^z), \quad (2)$$

em que V^s é a quantidade oferecida; P^a é o preço no atacado, isto é, o preço de compra de matéria-prima para o varejista, e P^z representa preços de outros insumos usados pelo varejista (por exemplo, serviços de mão-de-obra), determinados exogenamente. A função de demanda de matéria-prima no atacado é uma demanda derivada de (1), expressa do seguinte modo:

$$A^d = h_3 (P^v, P^a, P^z), \quad (3)$$

na qual A^d é a quantidade de matéria-prima (isto é, farinha de mandioca não refinada) no atacado. A função de oferta no atacado é dada por:

$$A^s = h_4 (P^a, P^p, P^x), \quad (4)$$

em que P^p é o preço de matéria-prima pago aos produtores primários; e P^x indica outros custos unitários do atacadista (por exemplo, estocagem). A função de demanda do produtor é dada por:

$$Q^d = h_5 (P^a, P^p, P^w), \quad (5)$$

na qual Q^d é a quantidade de matéria-prima procurada pelo atacadista (por exemplo, raiz de mandioca); e P^w indica outros custos unitários do produtor. A especificação da função de oferta do produtor primário completa o sistema de equações de oferta e de procura do modelo:

$$Q^s = h_6 (P^p), \quad (6)$$

sendo Q^s a quantidade de produto ofertada pelo produtor.

Não se pressupõe equilíbrio entre oferta e procura nos mercados de produto e de fatores, isto é, $V^d \neq V^s$, $A^d \neq A^s$ e $Q^d \neq Q^s$. A constatação da ocorrência de estoques, de diversos produtos agrícolas, indica que oferta e procura não se equilibram permanentemente (Rezende, 1982; Ruas, 1978).

O reconhecimento desse desequilíbrio leva à especificação de equações de 'ajuste' de preço, de acordo com a teoria de excesso de demanda:

$$P^V = h_7 (V^d - V^s) \quad (7)$$

$$P^a = h_8 (A^d - A^s) \quad (8)$$

$$P^P = h_9 (Q^d - Q^s) \quad (9)$$

A especificação das relações (7) a (9) serve para 'fechar' o modelo, em termos de igualdade de equações e incógnitas. Vale notar a omissão de outros componentes da demanda total, tais como estoques, importação e exportação. Essa omissão é intencional e visa concentrar a atenção nas relações dinâmicas dos processos de formação de preços e margens. De resto, a estrutura de oferta e de demanda de estocagem foi estudada, recentemente, por Rezende (1982); e o comércio exterior não foi considerado um canal de mercado importante, no caso dos produtos incluídos no presente estudo.

Para alguns níveis do sistema de comercialização agrícola, entretanto, as relações de excesso de demanda (7) a (9) podem ser inadequadas. Uma teoria mais realista é aquela em que o comerciante aplica um *markup* sobre o custo (preço de compra) de cada produto, a fim de obter dado preço de venda. Essa noção de política de margem é razoável, caso seja analisada do ponto de vista de determinado comerciante. As variações de preço no nível contínuo anterior podem ser interpretadas como 'sinais', também recebidos pelos outros comerciantes, e, desse modo, reduz-se a probabilidade de erro de cálculo da parte dos comerciantes, visto que todos eles recebem o mesmo 'sinal'. Este procedimento também é coerente com a teoria econômica. Nota-se primeiramente que, sob a pressuposição de retornos constantes à escala (RCAE), a função de custo da firma varejista é dada por:

$$C = h_{10} (V^s, P^a, P^Z) \quad (10)$$

a qual pode ser redefinida como

$$C = h_{11} (P^a, P^Z) V^s. \quad (11)$$

Desse modo, a função de custo marginal é

$$\frac{\partial C}{\partial V} = h_{12} (P^a, P^Z), \quad (12)$$

que, em condições competitivas, é igual ao preço do produto, isto é, ao preço de venda no varejo:

$$P^V = h_{12}(P^A, P^Z). \quad (13)$$

No curto prazo, pode-se caracterizar adequadamente o comércio varejista pela exigência de quantidades constantes dos diferentes insumos (matérias-primas e serviços), para a produção de uma unidade de produto final. Em outros termos, para cada unidade de produto final, exigem-se insumos em 'proporções fixas'. A função de produção descritiva desta noção é a função de insumo-produto ou função de produção de Leontief (Diewert, 1971). Para o varejista de produtos agrícolas, esta função pode ser expressa do seguinte modo:

$$V = \min\left(\frac{A}{a_1}, \frac{Z}{a_2}\right), \quad (14)$$

na qual A e Z indicam, respectivamente, quantidades de matéria-prima e de outros insumos usados pela firma varejista; a_1 e a_2 são coeficientes de insumo-produto.

A função de custo correspondente a (14), em condições de RCAE, é dada por:

$$C = (a_1 P^A + a_2 P^Z) V \quad (15)$$

Portanto, em condições competitivas, tem-se:

$$P^V = a_1 P^A + a_2 P^Z \quad (16)$$

As funções de demanda dos insumos A e Z, derivadas de (15), são as seguintes:

$$A = a_1 V \quad (17)$$

$$Z = a_2 V \quad (18)$$

O modelo composto pelas equações (10) a (18) aplica-se à análise de curto prazo, em que a firma não é capaz de ajustar a tecnologia (fixa), diante das variações nos preços de fatores. A estrutura fixa é omitida com o objetivo de simplificação do modelo, que é tido como uma descrição razoavelmente realista da tecnologia do estabelecimento varejista de produtos agrícolas, em qualquer período específico do tempo. O modelo de produção de Leontief implica elasticidade de substituição (σ), entre A e Z, igual a zero. Admite-se que, no longo prazo, quando for permitida a variação dos níveis dos insumos, esta proposição se torne irrealista.

A fase seguinte consiste em descrever as relações entre preços, num modelo de desequilíbrio, em que se exige a passagem de algum tempo para ocorrência dos ajus-

tes necessários. O primeiro passo na elaboração deste modelo é o conhecimento de que a relação (13), ou a relação (16), para o caso específico de proporções fixas, é de fato uma relação de oferta. Em condições de RCAE, o custo marginal é uma constante, para todos os níveis de quantidade (suprimento). Heien (1980) demonstra que (13) é uma relação de oferta por meio da consideração do caso de não-RCAE. Em tais condições, em vez de ajustarem o suprimento de produtos, as firmas que apresentam RCAE ajustam o preço do produto.

Visto que a relação (16) expressa uma política de preços ótima para firmas com tecnologia de Leontief e RCAE, faz-se necessário 'fechar' o modelo de equilíbrio, o que é alcançado por meio da incorporação da política de estoques. Seja o exemplo simplificado de um modelo de mercado com dois níveis (o atacado é omitido para facilitar a exposição), em que a quantidade no varejo é determinada por meio de:

$$V = \min \left(\frac{Q}{a_1}, \frac{Z}{a_2} \right) \quad (19)$$

e, portanto,

$$P_t^V = a_1 P_t^D + a_2 P_t^Z \quad (20)$$

e

$$Q_t^D = a_1 V_t^S, \quad (21)$$

nas quais $a_1 > 0$. Nota-se que, para produtos agrícolas como feijão, $a_1 \cong 1,0$. Desse modo, a elasticidade de transmissão de preços (produtor-varejo) pode ser obtida por meio de P^D/P^V , isto é, pela razão de preços produtor/varejo. De fato, os parâmetros a_1 são as unidades físicas de matéria-prima agrícola (posta na fazenda) necessárias para obter uma unidade de produto final no varejo, isto é, são os 'equivalentes agrícolas' de Junqueira & Canto (1971).

A demanda no varejo é dada por

$$V_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 P_t^V, \quad (22)$$

em que $\alpha_1 < 0$, e a oferta do produtor é

$$Q_t^S = \gamma_0 + \gamma_1 P_t^D, \quad (23)$$

em que $\gamma_1 > 0$. Foi demonstrado anteriormente que, tanto para oferta de estoque como para oferta de produtor primário, tem-se $\gamma_1 > 0$ (Rezende, 1982). Entretanto, isto ocorre quando P^D é a variável indicadora de expectativa de retorno. O

caso de atacadistas e de compradores do interior não é analisado no presente estudo.

Os preços recebidos pelo produtor são determinados, instantaneamente, pelo excesso de demanda,

$$\Delta P_t^P = \beta_o (Q_t^d - Q_t^s) \quad (24)$$

onde

$$\beta_o > 0.$$

O preço de varejo é dado por (20) e a variável remanescente a ser controlada pelo varejista é a quantidade ofertada no período $t(V_t^S)$. Visto que a demanda pode sofrer variações (indicadas por mudanças em α_o), uma regra prática consiste em igualar o suprimento no período corrente à quantidade demandada no período anterior, isto é,

$$V_t^S = V_{t-1}^d \quad (25)$$

Esta regra traz inferências para a política de estoques. O mercado descrito por este modelo opera da seguinte maneira. Dada uma expansão na demanda de varejo, os estoques sofrem redução maior que a esperada, mas os preços de varejo e de produtor não se alteram. No início do período seguinte, os estoques sofrem acréscimos de acordo com a relação (25). O acréscimo em V^S é transmitido ao produtor, segundo a relação (21), e, em seguida, os preços de produtor e de varejo sofrem incrementos, de acordo com as relações (19) e (20). O acréscimo no preço de varejo tende a reduzir a quantidade demandada no varejo, no sentido de ajustá-la, para menos, em direção de V^S , no período seguinte. Este processo continua durante diversos períodos, até que preços e quantidades atinjam novos valores de equilíbrio.

Heien (1980) demonstrou que o modelo formado pelas equações (20) e (25) pode dar origem a soluções estáveis e que, para estas soluções, a regra ótima de determinação de preços, dada pela equação (16), se mantém. Isso não significa, entretanto, que outras relações de comportamento não sejam importantes.

Para o teste de hipóteses de causalidade entre P^V e P^a , usou-se o procedimento proposto por Sims (1972) e modificado por Bishop (1979), em que as possíveis ordenações causais examinadas no conjunto informativo das duas variáveis (P_t^V e P_t^a) são as seguintes: a) P_t^a causa P_t^V ($P_t^a \rightarrow P_t^V$); b) P_t^V causa P_t^a ($P_t^V \rightarrow P_t^a$); c) P_t^a e P_t^V são determinados bidirecionalmente ($P_t^a \rightleftharpoons P_t^V$); e d) inexistência de relação causal entre P_t^a e P_t^V .

As equações de transmissão de preços, estimadas por MQO, apresentam a seguinte forma:

$$P_t^V = \pi_o + \pi_1 P_t^a + \dots + \pi_k P_{t-k}^a + \pi_{k+1} P_t^S + \pi_{k+2} I_t^e + v_t \quad (27)$$

nas quais $\pi_0, \pi_1, \pi_k, \pi_{k+1}$ e π_{k+2} são parâmetros a serem estimados; P_t^s é o salário mínimo pago aos trabalhadores; I_t^e é o índice de emprego; e v_t é um termo de erro aleatório, normal e independentemente distribuído, com média igual a zero e variância constante. A hipótese nula é a de que variações nos preços de atacado não são transmitidas aos preços de varejo, isto é, a hipótese de que a elasticidade de transmissão de preços é igual a zero.

O teste de hipótese de simetria segue o procedimento proposto por Wolfran (1971) e Houck (1977), que consiste no ajustamento, por mínimos quadrados ordinários (MQO), de equações de regressão da forma

$$P_t^v = \pi_0' + \pi_1' \Delta' P_t^a + \pi_2' \Delta'' P_t^a + \pi_3' P_t^s + \pi_4' I_t^e + w_t, \quad (28)$$

em que $\Delta P_t^v = P_t^v - P_{t-1}^v$; $\Delta P_t^a = P_t^a - P_{t-1}^a$; $\Delta' P_t^a = \Delta P_t^v$, se $\Delta P_t^a > 0$;

e $\Delta' P_t^a = 0$, se $\Delta P_t^a \leq 0$; $\Delta'' P_t^a = \Delta P_t^v$, se $\Delta P_t^a > 0$; e $\Delta'' P_t^a = 0$, se $\Delta P_t^a \leq 0$; e w_t é um termo de erro aleatório, normal e independentemente distribuído, com média igual a zero e variância constante. A hipótese nula é $H_0: \pi_1' = \pi_2' = 0$; e a hipótese alternativa, coerente com o modelo teórico, é $H_a: \pi_1' = \pi_2' \neq 0$, e a estatística de teste é t de Student.

Finalmente, o teste de estabilidade estrutural é aplicado a cada uma das equações (27). Usa-se a estatística F de Snedecor para verificar se há mudança significativa nos valores dos coeficientes, nos períodos de 1974-I a 1976-XII e de 1977-I a 1979-XII.

Os dados usados na pesquisa são séries temporais (1974-I a 1979-XII) de preços de varejo e atacado, observados no Estado de São Paulo, de arroz, farinha de mandioca e feijão (Teixeira, 1982). A cidade de São Paulo é selecionada para estudo por constituir, juntamente com a cidade do Rio de Janeiro, os dois principais mercados consumidores do País, em termos de dispêndio agregado dos consumidores (Sayad, 1981). Arroz, farinha de mandioca e feijão representam itens importantes, em termos de dispêndio, no orçamento dos consumidores em geral e, principalmente, dos consumidores de renda mais baixa. As séries de salário mínimo no Estado de São Paulo e as séries de índices de emprego nos setores secundário e terciário do Estado de São Paulo são encontradas em Teixeira (1982). Todas as séries de preços e salários são corrigidas pelo índice geral de preços, com base 1977 = 100, da Fundação Getúlio Vargas.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes conjuntos (F^{ee}) e desagregados (t de Student) de exogeneidade econométrica na relação entre preços de varejo (P_t^v) e de atacado (P_t^a).

TABELA 1. Estatísticas dos testes de exogeneidade econométrica de preços de varejo e atacado, mercados de arroz, farinha de mandioca e feijão, Estado de São Paulo, 1974-I a 1979-XII.

Regressor ^{a/}	Variável dependente: P _t ^V		Variável dependente: P _t ^A	
	Estimativa	t	Estimativa	t
Arroz				
P ₊₄	0,1292 *	1,231	0,4748 *	1,069
P ₊₃	0,0108	0,082	-0,0714	0,144
P ₊₂	-0,0380	0,029	0,6239 *	1,411
P ₊₁	-0,0666	0,557	0,3764 *	0,902
\bar{R}^2	-0,046	...	-0,103	...
dw	2,946 **	...	3,309 **	...
F ^{ee}	0,603	...	1,332 ^{ns}	...
Farinha de mandioca				
P ₊₄	-0,1261	0,639	0,2737 *	1,118
P ₊₃	0,0922	0,479	-0,9059	0,364
P ₊₂	0,0073	0,038	-0,1172	0,501
P ₊₁	-0,1856 *	0,973	0,2557 *	0,919
\bar{R}^2	0,001	...	-0,029	...
dw	3,180 **	...	1,629	...
F ^{ee}	0,455 ^{ns}	...	1,202 ^{ns}	...
Feijão				
P ₊₄	0,0061	0,112	-0,6100 *	1,545
P ₊₃	-0,0231	0,380	1,0868 *	2,829
P ₊₂	-0,0106	0,143	0,1410	0,395
P ₊₁	0,0646	0,819	0,4890 *	1,375
\bar{R}^2	0,385	...	0,332	...
dw	2,344	...	3,069 **	...
F ^{ee}	0,247 ^{ns}	...	3,772 **	...

Fonte: Dados de Teixeira (1982), após filtragem.

^{a/} onde '+' indica avanço; e ausência indica preço correspondente; F^{ee} é a estatística do teste conjunto sobre os coeficientes futuros; e ns indica não-significância, ao nível 0,05 de probabilidade. Omite-se a apresentação dos coeficientes das variáveis retardadas, indicadoras de estacionalidade, e de tendência; P_{+i} e P_{-i} são preços de atacado, na primeira equação, e preços de varejo, na segunda equação, respectivamente; dw é a estatística de Durbin-Watson; \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação corrigido para graus de liberdade; '*' indica significância, ao nível 0,20 de probabilidade (teste unilateral), e '**' indica significância, ao nível 0,05 de probabilidade.

Verifica-se, em primeiro lugar, que as estatísticas de Durbin-Watson, dos seis testes de correlação serial nos resíduos, indicam ser estacionária apenas uma das séries filtradas, isto é, apenas uma apresenta resíduos 'ruídos brancos' (resíduos des-

providos de tendência na média e na variância), sendo esta uma das pré-condições para o teste de exogeneidade econométrica de Granger-Sims.

O segundo aspecto importante a ser destacado é a influência da agregação dos coeficientes futuros, na condução dos testes conjuntos (F^{ee}) de exogeneidade econométrica. Nota-se que, nos casos estudados, as estatísticas F^{ee} apresentam-se sempre maiores, nos casos das regressões com P_t^a como variável dependente, do que nos casos das regressões com P_t^v como variável dependente. Além disso, nos casos com P_t^a como variável dependente, os valores absolutos dos quatro coeficientes futuros são sempre maiores que os respectivos valores, nas equações com P_t^v como variável dependente. Em vista disso, as discussões baseiam-se também nos resultados dos testes desagregados (t de Student).

Constata-se que oito, dos doze coeficientes futuros das equações com P_t^a como variável dependente, são significantes, ao nível 0,20 de probabilidade. Por outro lado, apenas dois, dentre os doze coeficientes futuros das equações com P_t^v como variável dependente, apresentam-se estatisticamente significantes, ao nível de 0,20 de probabilidade.

Segundo esses resultados, a direção de causalidade não é de P_t^v para P_t^a , uma vez que os coeficientes futuros, no atacado, não são, em geral, significantes, em termos de explicação de variação de preços correntes, no varejo. Por outro lado, os resultados obtidos mostram que a direção de causalidade é de P_t^a para P_t^v , visto que os coeficientes futuros, no varejo, são, em geral, significantes, em termos de explicação de variações de preços correntes, no atacado.

A evidência empírica apóia a hipótese mantida de Sayad (1981) de que os preços de alimentos no atacado são exógenos, em relação a preços de alimentos no varejo. De acordo com a verificação empírica deste estudo os preços de atacado determinam os preços de varejo, instantaneamente ou com algum retardamento. Estes resultados são coerentes com parte das observações de Heien (1980), para o mercado varejista de produtos alimentícios dos Estados Unidos da América, que indicaram exogeneidade econométrica dos preços no atacado, numa função simples do tipo $P_t^v = f(P_t^a)$.

Os resultados ora obtidos não emprestam credibilidade às estimativas de funções simples em que $P_t^a = f(P_t^v)$, tais como as apresentadas por Brandt *et alii* (1981) e Ruas (1978), que se basearam na pressuposição simplista de organização competitiva no mercado varejista de alimentos. Pelo menos no mercado estudado e nos casos de produtos com estoques significativos, como arroz, farinha de mandioca e feijão, essa pressuposição não é considerada realista. A observação participante mostra que tal premissa é ainda mais irrealista nos casos de produtos com maior grau de processamento, comercializados em mercados com imperfeições competitivas ainda mais acentuados.

O Quadro 2 apresenta as equações estimativas de transmissão de preços nos mercados varejistas de arroz, farinha de mandioca e feijão.

As três equações estimadas apresentam grau de ajuste relativamente alto (\bar{R}^2 variando entre 0,82 e 0,93). Nestas três equações, os sinais dos coeficientes da variável P_t^a são coerentes com as expectativas *a priori*.

O valor do coeficiente de regressão parcial de P_t^a , na equação de transmissão de preços de farinha de mandioca, não é significativo, ao nível 0,20 de probabilidade, o mesmo ocorrendo com os coeficientes de P_t^s , nas equações de transmissão de preços de arroz e feijão, e com o coeficiente de I_t^e , na equação de transmissão de preços de farinha de mandioca. Além disso, as estatísticas de Durbin-Watson, das três equações de transmissão de preços, indicam ocorrência de problemas de correlação serial nos resíduos destas três equações. Há que lembrar, contudo, que a estatística *dw* é delineada para grandes amostras e talvez não seja apropriada no caso do presente estudo, em que $n = 57$.

TABELA 2. Equações de transmissão de preços. Mercado de São Paulo, 1974-I a 1979-XII.
Variável dependente: P_t^v

Regressor ^{a/}	Arroz		Farinha		Feijão	
	Estimativa (π_1)	t	Estimativa (π_1)	t	Estimativa (π_1)	t
π_0	2,6355	...	7,4384	...	4,9732	...
P_t^a	0,3628 *	2,311	0,4150	1,007	0,5155 *	5,119
P_{t-1}^a	0,4164 *	1,602	-0,2060	0,274	0,3022 *	2,242
P_{t-2}^a	-0,0368	0,119	-0,2739	0,363	0,0616	0,335
P_{t-3}^a	0,4368 *	2,231	1,2743 *	3,099	0,3151 *	2,335
P_t^s	-0,0006	0,851	-0,0025 *	2,581	-0,0005	0,470
I_t^e	-0,0057	1,883	-0,0037	0,811	-0,0077 *	1,354 *
\bar{R}^2	0,925	...	0,823	...	0,893	...
<i>dw</i>	0,475 **	...	0,623 *	...	0,697 **	...

Fonte: Dados de Teixeira (1982), após deflacionamento.

^{a/} onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado para graus de liberdade; *dw* é a estatística de Durbin-Watson, '**' indica significância, ao nível 0,20 de probabilidade (teste bilateral); π_0 indica intercepto; P_t^v indica preço de varejo, no mês *t*; P_t^a indica preço de atacado, no mês *t*; P_{t-k}^a indica preço de atacado, no mês *t-k*; P_t^s é o salário mínimo, no mês *t*; I_t^e é o índice de emprego, no mês *t*; e '***' indica significância, ao nível 0,05 de probabilidade.

Em apenas uma das equações de transmissão de preços o coeficiente P_{t-1}^a não é estatisticamente significativo, ao nível 0,20 de probabilidade. Em nenhuma das três equações o coeficiente P_{t-2}^a é estatisticamente diferente de zero, a esse nível de significância. A não-significância destes coeficientes de regressão parcial pode se dever tanto à presença de correlação serial nos resíduos dos modelos estimados como à ocorrência de problemas de multicolinearidade entre os regressores destes modelos (Teixeira, 1982). Contudo, nas três equações de transmissão de preços, os coeficientes de P_{t-3}^a apresentam-se estatisticamente significantes, ao nível 0,20 de probabilidade.

Equações de transmissão de preços com especificações alternativas encontram-se em Teixeira (1982). Basicamente, os resultados estatísticos lá obtidos não diferem dos apresentados na Tabela 2. As elasticidades de transmissão de preços, calculadas com base nas quatro especificações, são apresentadas na Tabela 3.

TABELA 3. Elasticidades de transmissão de preços. Mercado de São Paulo, 1974-I a 1979-XII.

Modelo	Arroz	Farinha	Feijão
I	0,274	0,182	0,293
II	0,582	0,156	0,395
III	0,573	0,366	0,529
IV	0,275	0,182	0,367

Fonte: Tabela 2 e Teixeira (1982).

O modelo I refere-se às equações da Tabela 2; o modelo II tem P_t^a como variável dependente; o modelo III tem MC_1 como variável dependente e P_{t-k}^a como variáveis independentes; e o modelo IV tem MC_t como variável dependente e P_{t-k}^v como variáveis independentes.

Em todos os casos, as elasticidades de transmissão de preços (E_t) expressam a variação porcentual em P_t^v para uma variação de 1% em P_t^a , *ceteris paribus*. Os procedimentos para o cálculo dessas elasticidades de transmissão de preços são os apresentados em Brandt *et alii* (1981).

Pretende-se, com essas comparações, verificar como a mudança nas pressuposições sobre direção de causalidade pode influenciar as estimativas de E_t . Além disso, alguns autores têm argumentado que a estimação de relações do tipo $P_t^v = f(P_t^a)$ envolveria um problema de 'correlação espúria', podendo enviesar as estimativas de E_t . As comparações dos modelos I e II com os modelos III e IV, entretanto, mostram que esse argumento não procede, pelo menos nos três casos estudados, uma vez que as diferenças observadas entre as elasticidades de transmissão não são consideradas estatisticamente 'significantes'.

No caso do mercado varejista de arroz, as elasticidades calculadas de transmissão de preços (E_t) variam de 0,27 a 0,58. No caso do mercado varejista de farinha de mandioca, os valores calculados de E_t situam-se entre 0,15 e 0,36 e, no caso do mercado varejista de feijão, as elasticidades de transmissão de preços variam de 0,29 a 0,52.

Nota-se que as elasticidades de transmissão são calculadas mesmo para os coeficientes de regressão parcial estatisticamente não-significantes, ao nível 0,20 de probabilidade. Admite-se, nestes casos, que a não-significância de alguns coeficientes de regressão parcial se deva à ocorrência de problemas de multicolinearidade entre as variáveis explicativas incluídas nas diferentes equações de transmissão de preços (Teixeira, 1982). Com alto grau de multicolinearidade os estimadores continuam não enviesados, mas são não eficientes (não têm variância mínima).

Reconhece-se, entretanto, que a possível persistência de problemas de correlação serial nas equações de transmissão de preços pode enviesar tanto os estimadores como suas variâncias.

De modo geral, os valores calculados de E_t indicam ser a transmissão de preços relativamente baixa, nos mercados de arroz e feijão, e extremamente baixa, no mercado de farinha de mandioca. A margem média de comercialização varejista é igual a 24,62% de P^V , no caso de arroz; igual a 56,25%, no caso de farinha, e igual a 43,22%, no caso de feijão. No mesmo mercado, no período de 1963-67, as margens de varejo de arroz, farinha de mandioca e feijão eram da ordem de 22,00, 30,00 e 25,00%, respectivamente (Brandt, 1971).

Valores de E_t situados na amplitude de zero à unidade seriam esperados com maior freqüência, no caso de mercados mais competitivos. Transmissão perfeita ou quase perfeita (próxima da unidade) permite que os empresários (intermediários e produtores) e consumidores se ajustem, de modo adequado, diante das flutuações de oferta e demanda, contribuindo para maior estabilidade do mercado.

O retardamento distribuído em P_{t-1}^a , isto é, a inclusão das variáveis P_{t-1}^a , P_{t-2}^a e P_{t-3}^a no modelo de transmissão de preços, tem por objetivo captar a possível intenção dos varejistas de empregar um preço de atacado 'suavizado', a fim de evitar remarcações freqüentes dos preços (de varejo). Verifica-se que cinco, dentre os nove coeficientes de regressão parcial de P_{t-k}^a ($k = 1, 2, 3$), mostram-se significativamente diferentes de zero, ao nível 0,20 de probabilidade. Isto mostra que, em algum grau, os varejistas fazem uso desse procedimento de 'suavização' dos preços de compra. Este resultado é esperado, no caso de produtos pouco perecíveis, como arroz, farinha de mandioca e feijão. A significância estatística de alguns dos coeficientes de P_{t-k}^a também constituiu apoio empírico à hipótese do modelo de equilíbrio de preços e margens de comercialização. Acredita-se que a aceleração do processo inflacionário, por outro lado, esteja perturbando essa intenção do procedimento, forçando os comerciantes a reajustar freqüentemente os preços de venda.

A inclusão da variável indicadora de salários pagos aos trabalhadores (P_t^s) visa a captar os efeitos de variações nos preços de outros insumos, usados pelo estabeleci-

mento varejista, sobre os preços de venda a varejo. Observa-se, contudo, que dois dos coeficientes de regressão parcial estimados de P_t^S não são estatisticamente significantes ($\alpha = 0,20$) e todos apresentam sinal negativo, incoerentes com as expectativas *a priori*. Não se pode concluir, com base apenas nesta evidência, que os varejistas dispõem de poder de mercado para reajustar preços de varejo com o objetivo de transferir aos consumidores os reajustes salariais obtidos pelos trabalhadores.

O índice de emprego (I_t^e) é incluído no modelo de transmissão de preços com o objetivo de medir a taxa de retorno unitário das firmas varejistas. Também neste caso, um dos três coeficientes de regressão parcial não se mostra estatisticamente significativo ($\alpha = 0,20$) e, nos casos, dos produtos arroz e feijão, em que os coeficientes de I_t^e foram estatisticamente significantes ($\alpha = 0,20$), os sinais negativos mostram-se contraditórios com as expectativas *a priori*. A evidência obtida não é suficiente para se afirmar que os comerciantes varejistas reajustam preços de venda, em resposta a variações em suas taxas de retorno unitário, quando estas são indicadas pelo índice de emprego.

Os resultados dos testes da hipótese de simetria, isto é, da hipótese de que os varejistas tratam os acréscimos de preços do mesmo modo que tratam os decréscimos, encontram-se na Tabela 4.

Nos três casos, a hipótese de simetria, isto é, de reversibilidade da relação de preços ($P_t^V = f(P_t^A)$), é rejeitada ao nível de 0,20 de probabilidade. Todos os coeficientes das variáveis indicadoras de movimento ascendente ($\Delta^+ P_t^A$) e descendente ($\Delta^- P_t^A$) nos preços de atacado são estatisticamente diferentes de zero, a esse nível de significância, devendo-se portanto aceitar a hipótese $H_a: \pi'_1, \pi'_2 \neq 0$.

A rejeição da hipótese de simetria constitui evidência de que os varejistas de arroz, farinha de mandioca e feijão transferem aos consumidores os aumentos de preços, mas não lhes transferem as reduções de preços, de modo que outros custos de comercialização, como os de mão-de-obra, possam ser 'absorvidos'.

Estes resultados são coerentes com as observações de Heien (1980), em estudo do mercado varejista de produtos agrícolas dos Estados Unidos da América. Embora não se disponha de informações prévias acerca do problema de simetria da relação de preços, para o País, os resultados do presente estudo apóiam a hipótese mantida de Sayad (1981), ou seja, de que os varejistas de produtos alimentícios transferem, de modos diferentes, acréscimos e decréscimos nos preços de compra desses produtos.

Os resultados dos testes de estabilidade estrutural das equações de transmissão de preços encontram-se nas Tabelas 5, 6 e 7. O período composto pelos meses de 1974-I a 1979-XII é partido em dois subperíodos de igual tamanho, eliminando-se, para isso, a última observação das séries (1979-XII).

Analisando as Tabelas 5, 6 e 7, verifica-se que dois, dentre os três valores de F^C dos testes de estabilidade estrutural, mostram-se estatisticamente diferentes de zero, ao nível 0,05 de probabilidade. Isso indica que em dois, dos três casos estudados, os coeficientes de transmissão de preços variam, significativamente, entre os dois

subperíodos analisados. Aceita-se, portanto, a hipótese de mudança estrutural nos coeficientes da relação de preços. A evidência obtida, na maioria dos casos ora estudados, não apóia o conceito de tecnologia com proporções fixas, proposto por Leontief. Apenas um, dentre os três casos, apóia essa proposição.

A evidência ora obtida contraria os resultados apresentados por Heien (1980), para o mercado varejista de produtos agrícolas dos Estados Unidos da América. Não se dispõe de estudos anteriores, neste particular, para os mercados agrícolas do País.

CONCLUSÕES

A margem de comercialização de produtos agrícolas tem sido sempre motivo de preocupação pública e de interesse acadêmico. Para muitos constitui fato revelador que a parcela dos produtores rurais representa apenas cerca de 40% do preço pago pelos consumidores. Existe o consenso, nos círculos ruralistas, de que os intermediários obtêm margem de lucro exageradamente alta e desproporcional aos serviços prestados. Não é raro observar que o preço recebido pelos agricultores praticamente dobra de valor, na medida em que os produtos percorrem o canal de comercialização, desde o produtor até o consumidor. A evidência empírica, já documentada sobre este aspecto, conquanto insuficiente, chama a atenção para características verdadeiramente perturbadoras. As margens de comercialização agrícola são bastante elevadas e esforços deveriam ser conduzidos, visando a sua redução. Há, entretanto, economistas que asseguram ser a transmissão de variações de preços praticamente perfeita, ainda que retardada no tempo, de modo a beneficiar, proporcionalmente, os produtores rurais.

A relação entre preços pagos aos produtores e pagos pelos consumidores é refletida pela margem de comercialização. Na verdade, a margem de comercialização agrícola abrange um amplo aspecto de fatores que determinam o custo de comercialização dos produtos agrícolas, que, por sua vez, explica a diferença entre preços recebidos pelos produtores e pagos pelos consumidores. Em outros termos, a magnitude dessa diferença representa o custo de comercialização que, por sua vez, determina a margem do produtor. É imperativo que se procure minimizar essa diferença, a fim de que se possa assegurar, aos produtores, uma parcela maior do preço de varejo. Destarte, o estudo da dinâmica de determinação de preços e margens parece ser fundamental e empiricamente justificado.

De acordo com os resultados obtidos no estudo, em geral, os preços de varejo são endogenamente determinados pelos preços de atacado. Essa evidência rejeita a hipótese mantida por uma série de estudos anteriores de margens de comercialização agrícola realizados no País. Esses estudos fundamentavam suas análises empíricas na premissa de competição perfeita no comércio agrícola.

De modo geral, os comerciantes varejistas, transferem, de modo diferenciado, as variações ascendentes e descendentes nos preços de atacado. Altas nos preços

de atacado são transferidas aos consumidores, de modo mais que proporcional, em relação às quedas nesses preços. Aparentemente, os comerciantes adotam esta prática com o objetivo de facilitar a absorção de outros custos de comercialização, como os de mão-de-obra. Essa indicação de assimetria do comportamento de preços apóia a hipótese, mantida em estudo anterior, de que a estrutura e o comportamento do mercado agrícola contribuem efetivamente para aceleração do processo inflacionário.

Os testes de estabilidade estrutural das relações de preços forneceram evidência conclusiva no que diz respeito à tecnologia (do tipo Leontief) usada pelas empresas varejistas de produtos agrícolas. Em dois dos três casos analisados, os coeficientes de transmissão de preços não puderam ser considerados estruturalmente estáveis. Esses resultados não apóiam, em geral, a evidência empírica obtida em estudo pioneiro, nesta área, sobre o comércio varejista de produtos alimentícios dos Estados Unidos da América.

Em todos os três casos estudados, as elasticidades de transmissão de preços situaram-se dentro da amplitude de zero à unidade, indicando que as variações de preços a nível de demanda derivada são transmitidas, de modo menos que proporcional, ao nível de demanda primária. O fato de serem alguns dos coeficientes de preços de atacado, defasados, estatisticamente significantes empresta alguma credibilidade à hipótese do modelo de desequilíbrio na determinação de margens de comercialização. Ainda que as hipóteses de equilíbrio *versus* desequilíbrio não estejam bem desenvolvidas, os resultados indicam a possível presença de comportamento de preços de desequilíbrio nos mercados analisados. Pelo menos a hipótese de desequilíbrio significativo não pode ser rejeitada.

Verificaram-se, também, margens médias de comercialização aparentemente altas. Para o comércio varejista de arroz, farinha de mandioca e feijão, as margens médias variaram de 25 a 56% do preço pago pelos consumidores. Em vista dos poucos serviços usualmente adicionados, pelos varejistas, a estes produtos e das baixas taxas de perda física, neste nível de comercialização, a magnitude constatada das margens do comércio varejista, à primeira vista, pode ser considerada excessiva. Lembra-se, entretanto, que a margem bruta é apenas um indicador grosseiro de retornos aos recursos empregados no comércio.

Altas margens de comercialização, aliadas às baixas elasticidades de transmissão de preços e à presença de poder monopolístico no mercado varejista de alimentos, indicam a necessidade de políticas públicas, visando a elevar os níveis de eficiência e competitividade nestes mercados.

Uma das maneiras de reduzir a margem e de elevar o grau de integração entre os mercados varejista e atacadista seria aumentar a frequência, a precisão e o acesso à informação de mercado. Na medida em que tivessem que operar num ambiente deste tipo, os varejistas seriam forçados a estabelecer preços mais competitivos, reduzir margens e adotar medidas tendentes a aumentar a eficiência operacional e a reduzir perdas físicas.

É possível, contudo, que as medidas de políticas, visando melhorar os serviços de informação de mercado, não se mostrem suficientes, pelo menos no curto prazo. É possível que o recurso à política de fixação de margens do tipo CLD (custo-lucro-despesa), tal como a adotada em passado recente, torne-se necessária, caso se deseje reduzir os ganhos de monopólio. Lembra-se, entretanto, que a política de fixação de margens deveria basear-se em critérios flexíveis ou percentuais, sob pena de agravar, ainda mais, as ineficiências constatadas.

Verificou-se que a direção predominante de causalidade ocorre dos preços de atacado para os preços de varejo, indicando ser o processo de determinação de preços de varejo do tipo *markup*. As elasticidades estimadas de transmissão de preços, maiores que zero e menores que a unidade, mostraram que as variações de preços de atacado não são integralmente transmitidas aos preços de varejo. Os testes de simetria mostraram que os varejistas transferem, ao consumidor, de modo diferenciado, aumentos e quedas nos preços de compra de matéria-prima. Os resultados dos testes de estabilidade estrutural indicaram que a tecnologia usada pelos varejistas variou ao longo do período estudado.

TABELA 4. Testes de simetria de Wolfram-Houck, preços de varejo e atacado. Mercado de São Paulo, 1974-I a 1979-XII. Variável dependente: ΔP_t^V

Regressor ^{a/}	Arroz		Farinha		Feijão	
	Estimativa (π_i)	t	Estimativa (π_i)	t	Estimativa (π_i)	t
π_0'	1,1792	...	-3,1862	...	-1,1916	...
ΔP_t^a	0,3308 *	1,840	3,0893	1,062	0,3385 *	2,357
ΔP_t^a	0,2323 *	1,358	3,0317 *	2,361	0,6866 *	4,687
P_t^s	-0,0004	0,790	0,0044 *	1,712	0,0010 *	1,422
I_t^e	-0,0039 *	1,912	-0,0033	0,286	-0,0017	0,438
\bar{R}^2	0,164	...	0,130	...	0,410	...
dw	1,706	...	1,875	...	1,327 **	...

Fonte: Dados de Teixeira (1982), após deflacionamento e diferenciação.

^{a/} onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado para graus de liberdade; dw é a estatística do teste de Durbin-Watson; '**' indica significância, ao nível 0,20 de probabilidade (teste bilateral); π_0' indica intercepto; P_t^V indica preço de varejo, no mês t; ΔP_t^a e ΔP_t^a são definidas no texto; P_t^s indica salário mínimo, no mês t; I_t^e indica índice de emprego, no mês t, e '***' indica significância, ao nível 0,05 de probabilidade.

TABELA 5. Teste de estabilidade estrutural da relação de preços de arroz. Mercados de São Paulo, 1974-I a 1979-XII. Variável dependente: P_t^V

Regressor ^{a/}	Período I	Período II	Agregado
π_0	3,9612	9,1150	2,6355
P_t^a	0,3313	0,8530	0,3628
P_{t-1}^a	-0,3335	0,7811	0,4164
P_{t-2}^a	0,3590	-2,2936	-0,0368
P_{t-3}^a	0,4444	2,1218	0,4368
P_t^s	-0,0008	-0,0029	-0,0006
I_t^e	0,0127	-0,130	-0,0057
\bar{R}^2	0,846	0,925	0,925
dw	1,124 **	0,878 **	0,475 **
F^c	2,514 *

Fonte: Dados de Teixeira (1982), após deflacionamento.

^{a/} onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado para grau de liberdade; dw é a estatística do teste Durbin-Watson; ** indica significância, ao nível 0,05 de probabilidade; π_0 indica intercepto; P_t^V indica preço de varejo, no mês t; P_t^a indica preço de atacado, no mês t; P_{t-k}^a indica preço de atacado, no mês t-k; P_t^s indica salário mínimo, no mês t; I_t^e é o índice de emprego, no mês t; F^c é a estatística do teste de estabilidade estrutural; e *** indica significância, ao nível 0,05 de probabilidade.

TABELA 6. Teste de estabilidade estrutural da relação de preços de farinha de mandioca. Mercado de São Paulo, 1974-I a 1979-XII. Variável dependente: P_t^V

Regressor $\frac{a}{}$	Período I	Período II	Agregado
π_0	5,4303	3,2252	7,4384
P_t^a	0,6064	0,3748	0,4150
P_{t-1}^a	0,4358	0,2279	-0,2060
P_{t-2}^a	-0,1642	0,2204	-0,2739
P_{t-3}^a	0,2965	0,3804	1,2743
P_t^s	-0,0007	0,0009	-0,0025
I_t^e	-0,0026	-0,0063	-0,0037
\bar{R}^2	0,845	0,952	0,823
dw	0,985 **	0,683 **	0,623 **
F^C	1,067 ^{ns}

Fonte: Dados de Teixeira (1982), após deflacionamento.

$\frac{a}{}$ onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado para graus de liberdade; dw é a estatística do teste Durbin-Watson; ns indica significância, ao nível 0,05 de probabilidade; π_0 indica intercepto; P_t^V indica preço de varejo, no mês t; P_t^a indica preço de atacado, no mês t; P_{t-k}^a indica preço de atacado, no mês t-k; P_t^s indica salário mínimo, no mês t; I_t^e é o índice de emprego, no mês t; F^C é a estatística do teste de estabilidade estrutural; e e^{***} indica significância, ao nível 0,05 de probabilidade.

TABELA 7. Teste de estabilidade estrutural da relação de preços de feijão. Mercado de São Paulo, 1974-I a 1979-XII. Variável dependente: P_t^v

Regressor $\frac{a}{/}$	Período I	Período II	Agregado
π_0	3,4333	1,4476	4,9732
P_t^a	0,4402	0,0217	0,5155
P_{t-1}^a	0,2366	0,0099	0,3022
P_{t-2}^a	0,2991	-0,0193	0,0616
P_{t-3}^a	-0,0750	0,4873	0,3151
P_t^s	0,0003	0,0015	-0,0005
I_t^e	-0,0030	0,0051	0,0077
\bar{R}^2	0,947	0,632	0,893
dw	1,020 **	1,489	0,697 **
F^c	8,742 *

Fonte: Dados de Teixeira (1982), após deflacionamento.

$\frac{a}{/}$ onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado para graus de liberdade; dw é a estatística do teste Durbin-Watson; ** indica significância, ao nível 0,05 de probabilidade; π_0 indica intercepto; P_t^v indica preço de varejo, no mês t; P_t^a indica preço de atacado, no mês t; P_{t-k}^a indica preço de atacado, no mês t-k; P_t^s indica salário mínimo, no mês t; I_t^e é o índice de emprego, no mês t; F^c é a estatística do teste de estabilidade estrutural; e *** indica significância, ao nível 0,05 de probabilidade.

REFERÊNCIAS

- BISHOP, R.V. The construction and use of causality tests. *Agric. Econ. Res.*, Washington, D.C., **31(4)**:1-6, 1979.
- BRANDT, S.A. Análise econométrica de margens de comercialização. *R. Econ. rural*, Piracicaba, **3(3)**:70-97, 1971.
- BRANDT, S.A.; ALMEIDA, J.M.C.; FASSARELLA, R.A. Transmissão de preços no mercado agrícola do Espírito Santo. *R. Cult. UFES*, Vitória, **6(19)**:5-10, 1981.
- DIEWERT, W.E. An application of the Shephard duality theorem: a generalized Leontief production function. *J. Polit. Econ.*, Chicago, **79(3)**:481-507, 1971.
- FELDENS, A.M. Formação de preços agrícolas ao nível varejista. *R. Econ. rural*, Brasília, DF, **17(3)**:113-8, 1979.
- GARDNER, B.L. The farm-retail price spread. *Am. J. Agric. Econ.*, Lexington, **57(3)**:399-409, 1975.
- HEIEN, D.M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. *Am. J. Agric. Econ.*, Lexington, **62(1)**:10-8, 1980.
- HOUCK, J.P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *Am. J. Agric. Econ.*, Lexington, **59(1)**:570-2, 1977.
- JUNQUEIRA, P.C. & CANTO, W.L. Cesta de mercado: margens totais de comercialização. *Agric. S.P.*, São Paulo, **18(9/10)**:1-46, 1971.
- RESENDE, J.C. *Oferta e procura de estocagem de produtos agrícolas na Região Sul do Brasil*. Viçosa, UFV, Imprensa Universitária, 1982. 114p. (Tese M.S.).
- RUAS, D.G.C. *Análise da armazenagem e dos preços de milho no Estado de São Paulo*. Piracicaba, ESALQ/USP, 1978. 112p. (Tese M.S.).
- SAYAD, J. Abastecimento urbano e inflação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2, Nova Friburgo, 1981. *Anais ... Nova Friburgo, SBE*, 1981. p. 591-630.
- SIMS, C. Money, income and causality. *Am. Econ. Rev.*, Menasha, **62(4)**:540-52, 1972.
- TEIXEIRA, H.H.L. *Modelo de desequilíbrio de margens de comercialização agrícola*. Viçosa, UFV, 1982. 69p. (Tese M.S.).
- WOLFRAM, R. Positivist measures of aggregate supply elasticities: some new approaches, some critical notes. *Am. J. Agric. Econ.*, Lexington, **53(2)**:356-9, 1971.