

Causalidade e Assimetria na Transmissão de Preços de Soja e Derivados no Brasil nos Anos Oitenta

DANILO ROLIM DIAS DE AGUIAR
GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

Resumo

Esse trabalho procurou analisar as relações entre os preços de soja e derivados em diferentes níveis de mercado, inclusive o externo. Foram realizados testes de causalidade de Sims e de assimetria de Houck, sendo também estimadas as elasticidades de transmissão de preços. Verificou-se que os preços externos tendem a iniciar as variações de preços, enquanto que internamente as variações tendem a iniciar ao nível de atacado. Os ajustamentos de preços nos vários níveis ocorrem durante um período de, no máximo, quatro meses. As elasticidades totais de transmissão de preços mostraram transmissão integral (elasticidade unitária) entre os vários níveis de mercado, com exceção das que relacionam o mercado externo ao interno. Constatou-se assimetria na transmissão de preços entre quase todas as relações, com tendência de transmissão mais intensa dos acréscimos de preços.

Palavras-chave: transmissão de preços, causalidade, assimetria, indústria de soja.

Abstract

The objective of this paper is to analyse the relationships between the prices of soybean and their products at various market levels. The Sims's causality test and the Houck's asymmetry test were applied and the elasticities of price transmission were estimated. The international prices were shown to lead the domestic prices. At the domestic markets, the wholesale prices tend to lead the other prices. The time lags for price transmission was between one and four months. The elasticities of price transmission showed integral transmission (unitary elasticity) between the various market levels, except between the international prices and the domestic prices that were greater than one. The asymmetry test indicated that the various market levels respond more to price increases than to decreases.

Key words: price transmission, causality, asymmetry, soybean industry.

Os autores são, respectivamente, Engenheiro Agrônomo e Mestre em Economia Agrária, Professor Assistente do Departamento de Economia Rural da UNESP em Jaboticabal, São Paulo; e Engenheiro Agrônomo e Ph.D em Economia, Professor Titular do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ-USP.

Introdução

A indústria brasileira de soja evoluiu significativamente desde o início da década de setenta. A produção de soja em grão cresceu de 1,5 milhão de toneladas, em 1970, para 24 milhões de toneladas, em 1989. Esse incremento da produção brasileira fez com que o consumo doméstico de óleos comestíveis se concentrasse no óleo de soja e tornou viável o desenvolvimento de uma moderna indústria avícola no país (utilizando farelo de soja como concentrado protéico). Além disso, foi possível a conquista de mercados internacionais, de onde o Brasil tem obtido receitas anuais superiores a 3 bilhões de dólares.

No âmbito das políticas públicas, o governo brasileiro criou um complexo sistema de controle sobre a comercialização de soja e derivados na década de setenta (baseado em impostos e subsídios, tabelamento de preços, contingenciamento das exportações, além dos tradicionais mecanismos indiretos tais como a sobrevalorização cambial). Esse sistema, que visava garantir a normalidade do abastecimento interno, conduziu a um significativo isolamento da indústria brasileira de soja (como verificaram WILLIAMS & THOMPSON, 1988).

Na década de oitenta, particularmente depois da crise de Balanço de Pagamentos de 1982, reduziu-se o controle sobre as exportações e aceleraram-se as desvalorizações cambiais. Apenas as importações permaneceram fortemente controladas. Esse quadro sinalizou para um aumento da influência entre o mercado externo e o interno no período mais recente.

Essa pesquisa procura justamente analisar as relações entre os preços de soja e derivados no período de maior liberalização do mercado, de 1982 a 1989. O conhecimento dessas relações é importante para verificar o grau em que a maior liberalização do mercado afetou o produtor e o consumidor nacional. Com esse objetivo, testou-se o sentido de causalidade e a ocorrência de assimetria na transmissão dos preços nos mercados externo e interno de soja em grão, óleo e farelo. Também foram estimadas elasticidades convencionais e elasticidades segmentadas de transmissão de preços (de acréscimos e de decréscimos de preços) entre os diferentes níveis de mercado.

1. Dados e Métodos

1.1. Dados Básicos

A região definida para estudo foi o Estado de São Paulo. Neste, escolheu-se a cidade de São Paulo como área de consumo de óleo refinado (atacado e varejo) e a região de Campinas para consumo de farelo de soja (atacado). Os

preços de exportação das três formas (óleo bruto, farelo e soja em grão) também foram utilizados.

Como fontes de dados foram utilizadas as informações da **Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE)**, para os preços de exportação de soja em grão, óleo bruto e farelo, e para o preço de farelo ao atacado; do **Instituto de Economia Agrícola (IEA)** da Secretaria de Agricultura de São Paulo, para preço de óleo refinado ao atacado e preço de soja em grão ao nível de produtor rural (média do Estado); e da **Superintendência Nacional de Abastecimento (SUNAB)** do Governo Federal, para óleo de soja refinado ao varejo. Como deflator, utilizou-se o índice 2 (demanda interna) da **Fundação Getúlio Vargas (FGV)**.

1.2. Modelos Econômicos

Dois modelos econômicos têm sido usados mais freqüentemente nas análises de transmissão de preços agrícolas. O primeiro, de natureza estático-comparativa, foi desenvolvido por Gardner (1975) (para uma análise gráfica ver BARROS, 1987) e mostra o comportamento de um mercado onde o produto agrícola é combinado com insumos de comercialização para produzir o produto final a ser vendido ao varejo. Pressupõe-se competição perfeita e equilíbrio instantâneo, tanto no mercado de produto como no mercado de insumos de comercialização.

O referido modelo supõe que a origem das variações de preços é variável em função da ocorrência de choques em nível de oferta primária do produto agrícola, demanda primária (ao consumidor) ou oferta primária de insumos de mercado. Admitindo que a elasticidade-preço da oferta de produto agrícola é menor que a elasticidade-preço da oferta de insumos de mercado e que a elasticidade-preço da demanda ao varejo é menor que a elasticidade-preço da oferta de insumos de mercado, esse modelo prevê que a elasticidade de transmissão de preços entre produtor e varejo será sempre menor ou igual a um. Isto quer dizer que as variações de preços em nível de produtor serão maiores ou iguais às variações ao varejo.

O outro modelo que poderia ser considerado é o desenvolvido por Hein (1980). Nesse caso, admite-se a ocorrência de desequilíbrio em nível de varejo, onde os preços se alterariam apenas em função dos custos e os ajustes de quantidade seriam feitos através de variações no volume de estoques. Nos demais níveis de mercado, os ajustes seriam feitos através das relações de excesso de demanda. Caso ocorresse um aumento na demanda ao varejo, por exemplo, o preço permaneceria inicialmente constante, mas o volume de estoque do vare-

jista diminuiria. Num segundo momento, os varejistas aumentariam a quantidade comprada para atender o aumento de demanda verificado. Os produtores agrícolas, em face de um excesso de demanda, elevariam seus preços, o que pressionaria o custo dos varejistas. Esses últimos elevariam os preços ao consumidor, para manter uma margem sobre o custo, o que resultaria numa diminuição da demanda ao varejo. Heien mostra ainda que o modelo pode apresentar soluções estáveis, tendendo para um ponto de equilíbrio. Quanto ao sentido de causalidade, o modelo admite que esse é sempre do produtor agrícola para o varejo. Para um modelo econômico envolvendo produtor, atacado e varejo, ver também Barros (1990).

1.3. Modelos Econométricos

Foram realizados, inicialmente, testes de causalidade pelo procedimento desenvolvido por Sims (1972), para verificar o sentido de causalidade entre os preços internacionais e os domésticos (entre preço de exportação de farelo e preço de farelo ao atacado; preço de exportação de óleo bruto e preço de óleo refinado ao atacado; e entre preço de exportação de soja em grão e preço de soja em grão ao produtor agrícola). Depois, testou-se o sentido de causalidade entre os preços internos (entre preço de soja em grão ao produtor e preço do farelo ao atacado; preço da soja em grão ao produtor e preço do óleo ao atacado; e entre preço de óleo ao atacado e preço de óleo ao varejo).

O procedimento de Sims baseia-se no conceito de Granger (1969) que considera que existe causalidade entre duas variáveis econômicas se valores corrente e passados de uma variável ajudam na previsão da outra. Para verificar o sentido de causalidade, estimam-se duas equações entre as duas variáveis testadas. Em cada equação, uma das variáveis será dependente, sendo estimada em função de valores futuros, corrente e passados da variável independente (aplicações desse teste no Brasil podem ser encontradas em BURNQUIST, 1986; MARTINES FILHO, 1988; AGUIAR & BARROS, 1989; e BARROS, 1990, entre outros). As duas equações estimadas estão descritas a seguir (pode-se observar que foram utilizadas 12 defasagens mensais, futuras e passadas, em cada equação ⁽¹⁾).

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \sum_{i=1}^{12} \alpha_{2i} X_{t+i} + \sum_{k=1}^{12} \alpha_{3k} X_{t-k} + \sum_{j=1}^{11} \alpha_{4j} D_j + \alpha_5 T + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

(1) Os procedimentos econométricos foram realizados através do *software Rats* (DOAN & LITTELMAN, 1987).

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \sum_{i=1}^{12} \beta_{2i} Y_{t+i} + \sum_{k=1}^{12} \beta_{3k} Y_{t-k} + \sum_{j=1}^{11} \beta_{4j} D_j + \beta_5 T + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

onde:

X e Y são as variáveis testadas;

D_j são variáveis binárias para controle dos efeitos de sazonalidade;

T é a variável tendência;

α e β são os parâmetros estimados nas equações;

ε são os erros aleatórios.

Para verificar o sentido de causalidade, testa-se, através do teste F ao nível de significância de 5%, as hipóteses de nulidade dos valores futuros das duas equações, ou seja: ⁽²⁾.

$$\alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{212} = 0 \text{ (na equação 1)}$$

$$\beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{212} = 0 \text{ (na equação 2)}$$

Se as duas hipóteses forem rejeitadas, ter-se-á relação bicausal. Se ambas não forem rejeitadas, ter-se-á ausência de causalidade. Caso a primeira hipótese seja rejeitada e a segunda não, haverá causalidade de Y para X. E, caso a primeira hipótese não seja rejeitada e a segunda seja rejeitada, a causalidade será de X para Y.

Os resultados do teste de causalidade são interpretados economicamente como significando que se X causa Y, então variações em X tendem a liderar as variações em Y, uma vez que as primeiras são importantes para previsão das últimas.

Tendo sido testado o sentido de causalidade, foram estimadas as equações de transmissão de preços. Nos modelos de causalidade unidirecional, estimou-se inicialmente uma regressão da variável dependente em função da variável independente defasada de 12 períodos. Partindo desse modelo inicial, foram excluídos, sucessivamente, as defasagens (1 a 12), (2 a 12), ..., (11 a 12), verificando-se pelo teste F, ao nível de significância de 5%, qual o número de defasagens significativas.

(2) Em todas as estimativas realizadas, com exceção do modelo simultâneo, utilizou-se o filtro de COCHRANE-ORCUTT (ver KMENTA, 1988, p. 338-339), quando se constatou autocorrelação entre os resíduos pelo teste Q de LJUNG-BOX e pelo teste de DURBIN-WATSON.

Apenas as defasagens significativas foram consideradas nas equações finais de transmissão de preços.

No caso de relação bicausal, estimou-se um sistema de equações simultâneas pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios (ver HOFFMANN & VIEIRA, 1983, p. 284-296). O número de defasagens foi definido *ad hoc*, consistindo de 12 valores passados mensais.

O teste de assimetria e as estimativas das elasticidades de transmissão de acréscimos e de decréscimos de preços foram realizados através do procedimento desenvolvido por Houck (1977). Esse tipo de teste já foi realizado por alguns autores norte-americanos para análise de transmissão de preços, como por exemplo: Ward (1982) e Kinnucan e Forker (1987). A título de simplificação, este método é descrito, a seguir, através de um modelo onde a variável dependente, P_y , é função apenas de uma variável independente, P_x . Dada a relação:

$$\Delta P_{y_i} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{x_i}' + \alpha_2 \Delta P_{x_i}'' \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, t, \quad (3)$$

onde,

$$\Delta P_{y_i} = P_{y_i} - P_{y_{i-1}}$$

$$\Delta P_{x_i}' = P_{x_i} - P_{x_{i-1}} \quad \text{se } P_{x_i} > P_{x_{i-1}} \quad \text{e,}$$

$$\Delta P_{x_i}' = 0 \quad \text{se } P_{x_i} < P_{x_{i-1}}$$

$$\Delta P_{x_i}'' = P_{x_i} - P_{x_{i-1}} \quad \text{se } P_{x_i} < P_{x_{i-1}} \quad \text{e,}$$

$$\Delta P_{x_i}'' = 0 \quad \text{se } P_{x_i} > P_{x_{i-1}}$$

P_{x_0} é o valor inicial de P_x

P_{y_0} é o valor inicial de P_y .

O valor de P_y num ponto qualquer t será:

$$P_{y_t} = P_{y_0} + \sum_{i=1}^{12} \Delta P_y \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, t, \dots, T, \quad (4)$$

onde T é o número total de observações além do valor inicial. A diferença entre os valores corrente e inicial de P_y será:

$$P_{y_t} - P_{y_0} = \sum_{i=1}^{12} \Delta P_y \quad (5)$$

Substituindo (3) em (5), tem-se:

$$Py_t - Py_0 = \alpha_0 t + \alpha_1 (\Sigma \Delta Px_i') + \alpha_2 (\Sigma \Delta Px_i'') \quad (6)$$

Fazendo Y^*_t , A^*_t e D^*_t igual a $Py_t - Py_0$, $\Sigma \Delta Px_i'$, e $\Sigma \Delta Px_i''$, respectivamente, e incluindo o termo estocástico ε_t , chega-se à equação a ser estimada:

$$Y^*_t = \alpha_0 t + \alpha_1 A^*_t + \alpha_2 D^*_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

onde A^*_t é a soma de todos os acréscimos, período a período, desde o valor inicial até o período t , e D^*_t é o similar para decréscimos. Pode-se verificar ainda que A^*_t é sempre positiva, enquanto que a variável D^*_t é sempre negativa.

O teste de assimetria é feito testando-se a hipótese de que α_1 é igual a α_2 . Caso se rejeite esta hipótese haverá assimetria.

2. Análise dos Resultados

2.1. Testes de Causalidade

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de causalidade. As variáveis básicas são as seguintes:

P^{oe}_t = logaritmo neperiano do preço de exportação do óleo de soja;

P^{oa}_t = logaritmo neperiano do preço do óleo de soja refinado ao atacado em SP;

P^{ov}_t = logaritmo neperiano do preço do óleo refinado ao varejo em SP;

P^{ge}_t = logaritmo neperiano do preço de exportação da soja em grão;

P^{gp}_t = logaritmo neperiano do preço da soja em grão ao nível de produtor em SP;

P^{fe}_t = logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja;

P^{fa}_t = logaritmo neperiano do preço do farelo de soja ao atacado em SP;

AP = acréscimos de preços (estando esses na forma de logaritmos neperianos);

DP = decréscimos de preços (estando esses na forma de logaritmos neperianos).

Os dados mostram que apenas entre preço internacional e preço ao atacado de farelo existe relação bicausal. Os outros resultados foram: causalidade do preço internacional de soja em grão para preço de soja em grão ao nível de produtor; do preço internacional de óleo para preço de óleo ao atacado; do preço de farelo ao atacado para o preço da soja em grão ao produtor; do preço do óleo ao atacado para o preço da soja em grão ao produtor; e do preço do óleo ao atacado para o preço do óleo ao nível de varejo.

TABELA 1
TESTES DE CAUSALIDADE ENTRE PREÇOS DE SOJA E
DERIVADOS EM DIFERENTES NÍVEIS DE MERCADO 1982-1989

Variável Dependente	Variável Independente	F ⁽¹⁾
$P_{oe_t}^{oe}$	$P_{oa_t}^{oa}$	3,10** (12,24)
$P_{oa_t}^{oa}$	$P_{oe_t}^{oe}$	0,67 (12,29)
$P_{gp_t}^{gp}$	$P_{ge_t}^{ge}$	1,57 (12,25)
$P_{ge_t}^{ge}$	$P_{gp_t}^{gp}$	3,05** (12,30)
$P_{fe_t}^{fe}$	$P_{fa_t}^{fa}$	4,29** (12,30)
$P_{fa_t}^{fa}$	$P_{fe_t}^{fe}$	4,80** (12,30)
$P_{ov_t}^{ov}$	$P_{oa_t}^{oa}$	0,23 (12,24)
$P_{oa_t}^{oa}$	$P_{ov_t}^{ov}$	2,83** (12,31)
$P_{gp_t}^{gp}$	$P_{oa_t}^{oa}$	1,41 (12,30)
$P_{oa_t}^{oa}$	$P_{gp_t}^{gp}$	8,07** (12,29)
$P_{gp_t}^{gp}$	$P_{fa_t}^{fa}$	0,96 (12,31)
$P_{fa_t}^{fa}$	$P_{gp_t}^{gp}$	3,08** (12,29)

Notas: (1) Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

** Nível de significância: 1%.

Os resultados mostram que os preços externos influenciam os preços domésticos e que o atacado inicia as variações internamente. Observa-se, ainda, que os preços recebidos pelos produtores rurais são antecidos pelos preços dos demais níveis de mercado quanto às variações.

2.2. Elasticidades de Transmissão de Preços

Os testes de exclusão para verificar o número de defasagens significativas nas equações de transmissão de preços mostraram que os ajustamentos foram bastante rápidos (Tabela 2). Apenas em nível de produtor os ajustes levaram períodos superiores a um mês.

A partir do teste referente ao número de defasagens significativas, selecionaram-se as equações de transmissão de preços apresentadas na Tabela 3. Os testes F, referentes à soma dos coeficientes, mostram que as elasticidades totais de transmissão de preços não diferem estatisticamente de um, com exceção da elasticidade de transmissão entre o preço internacional e o preço ao produtor rural de soja em grão, que é maior que um. Isto significa que as variações de preços, nos vários níveis, são transmitidas integralmente aos demais, enquanto que as variações no preço internacional de soja em grão são transmitidas mais que proporcionalmente ao produtor rural.

TABELA 2
DURAÇÃO DAS DEFASAGENS SIGNIFICATIVAS (EM MESES)
PARA AS EQUAÇÕES DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA INDÚSTRIA
BRASILEIRA DE SOJA, DEFINIDAS ATRAVÉS DO TESTE F - 1982-1989

Variável Dependente	Variável Independente	Defasagens
P^{ov}_t	P^{oa}_t	1
P^{oa}_t	P^{oe}_t	1
P^{gp}_t	P^{oa}_t	3
P^{gp}_t	P^{ge}_t	4
P^{gp}_t	P^{fa}_t	1

TABELA 3
EQUAÇÕES CONVENCIONAIS DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS
NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE SOJA - 1982-1989

Variável Dependente	Constante	Variáveis Independentes				
P^{ov}_t		P^{oa}_t	P^{oa}_{t-1}			
Estimativas	0,059**	0,543**	0,433**			
(t)	(2,65)	(9,93)	(7,03)			
$R^2 = 0,999$	$Q^{(1)}(21) = 22,88^*$	$DW = 1,94$	$F^{(2)}$	$(1,36)^{(1)} = 0,28$		
P^{oa}_t		P^{oe}_t	P^{oe}_{t-1}			
Estimativas	-1,020**	0,329*	0,662**			
(t)	(-3,93)	(2,01)	(4,03)			
$R^2 = 0,876$	$Q^{(1)}(24) = 21,51^*$	$DW = 1,61$	$F^{(2)}$	$(1,42)^{(1)} = 0,002$		
P^{gp}_t		P^{oa}_t	P^{oa}_{t-1}	P^{oa}_{t-2}	P^{oa}_{t-3}	
Estimativas	-0,123**	0,910**	-0,116	0,081	0,159	
(t)	(-2,74)	(8,76)	(-0,92)	(0,63)	(1,24)	
$R^2 = 0,971$	$Q^{(1)}(24) = 28,10^*$	$DW = 1,75$	$F^{(2)}$	$(1,43)^{(1)} = 0,072$		
P^{gp}_t		P^{ge}_t	P^{ge}_{t-1}	P^{ge}_{t-2}	P^{ge}_{t-3}	P^{ge}_{t-4}
Estimativas	-3,789**	0,949**	0,923**	0,126	-0,615*	0,624*
(t)	(-5,13)	(3,16)	(3,16)	(0,44)	(-2,23)	(2,37)
$R^2 = 0,964$	$Q^{(1)}(24) = 24,43^*$	$DW = 1,74$	$F^{(2)}$	$(1,38)^{(1)} = 5,03^*$		
P^{gp}_t		P^{fa}_t	P^{fa}_{t-1}			
Estimativas	-0,370**	0,609**	0,489**			
(t)	(-5,00)	(6,90)	(4,85)			
$R^2 = 0,965$	$Q^{(1)}(24) = 18,83^*$	$DW = 2,30$	$F^{(2)}$	$(1,43)^{(1)} = 0,99$		

Notas: (1) Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

(2) Teste F referente à hipótese de soma das elasticidades mensais igual a um.

* Nível de significância do teste Q: 5%.

** Nível de significância do teste t (Student): 1%.

TABELA 4
FORMA ESTRUTURAL DA ESTIMATIVA DE PREÇO DE FARELO AO ATACADO EM FUNÇÃO DE PREÇO DE EXPORTAÇÃO DE FARELO (VARIÁVEL DEPENDENTE - P^{fa}_t) - 1982-1989

Regressor	Coefficientes	t
a_0	-11,063 **	-5,69
P^{fe}_t	-0,453	-0,24
P^{fe}_{t-1}	1,835	0,79
P^{fe}_{t-2}	0,336	0,23
P^{fe}_{t-3}	-0,850	-0,60
P^{fe}_{t-4}	0,724	0,50
P^{fe}_{t-5}	-0,408	-0,28
P^{fe}_{t-6}	0,276	0,18
P^{fe}_{t-7}	-0,038	-0,03
P^{fe}_{t-8}	0,115	0,08
P^{fe}_{t-9}	-0,022	-0,01
P^{fe}_{t-10}	-0,599	-0,38
P^{fe}_{t-11}	-0,336	-0,22
P^{fe}_{t-12}	1,972	2,04
$R^2 = 0,980$		
$Q(27) = 368,25$		$F^{(1)}(1,56) = 16,79^{**}$

Notas: (1) Teste F referente à hipótese de soma dos coeficientes igual a um (entre parênteses estão os graus de liberdade).

* Nível de significância do teste t: 5%.

** Nível de significância dos testes t e F: 1%.

TABELA 5
FORMA ESTRUTURAL DA ESTIMATIVA DE PREÇO DE EXPORTAÇÃO DE FARELO EM FUNÇÃO DE PREÇO DE FARELO AO ATACADO (VARIÁVEL DEPENDENTE - P^{fa}_t) - 1982-1989

Regressor	Coefficientes	t
a_0	4,991 **	39,34
P^{fa}_t	0,589	1,96
P^{fa}_{t-1}	-0,350	-0,82
P^{fa}_{t-2}	0,097	0,33
P^{fa}_{t-3}	-0,029	-0,09
P^{fa}_{t-4}	-0,041	-0,13
P^{fa}_{t-5}	0,042	0,12
P^{fa}_{t-6}	-0,022	-0,06
P^{fa}_{t-7}	0,069	0,19
P^{fa}_{t-8}	-0,167	-0,46
P^{fa}_{t-9}	0,128	0,36
P^{fa}_{t-10}	-0,124	-0,36
P^{fa}_{t-11}	0,180	0,54
P^{fa}_{t-12}	-0,400	-1,86
$R^2 = 0,594$		
$Q(27) = 422,65$		$F^{(1)}(1,56) = 363,51^{**}$

Notas: (1) Teste F referente à hipótese de soma dos coeficientes igual a um (entre parênteses estão os graus de liberdade).

** Nível de significância do teste t: 1%.

As Tabelas 4 e 5 apresentam as duas equações estruturais do sistema simultâneo estimado. Os resultados mostram que para uma variação de 10% no preço de exportação de farelo a variação no preço ao atacado seria, depois de 12 meses, da ordem de 25,5%, no mesmo sentido da variação inicial. No caso de variação da mesma ordem no preço do atacadista, a variação no preço internacional seria 0,28% em sentido contrário.

2.3. Assimetria na Transmissão de Preços

Para a realização dos testes de assimetria, os preços foram deflacionados para corrigir o efeito inflacionário. A razão básica para isso foi a elevada inflação verificada nesse período, a qual tornou ínfimo o número de decréscimos de preços nominais. Assim, os resultados referentes à assimetria relacionam-se a preços reais.

Os resultados dos testes (Tabela 6) mostram que apenas entre preço de óleo ao atacado e preço de soja em grão, em nível de produtor rural, não foi constatada assimetria.

TABELA 6
TESTES DE ASSIMETRIA NA TRANSMISSÃO DE PREÇOS NA
INDÚSTRIA BRASILEIRA DE SOJA 1982-1989

Variável Dependente	Variável Independente	F ⁽¹⁾	
P^{gp}_t	P^{ge}_t	5,96 *	(1,65)
P^{gp}_t	P^{fa}_t	7,02 *	(1,60)
P^{gp}_t	P^{oa}_t	0,35 *	(1,67)
P^{oa}_t	P^{oe}_t	4,48 **	(1,74)
P^{ov}_t	P^{oa}_t	23,01 **	(1,85)

Notas: (1) Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

* Nível de significância (teste F): 5%.

** Nível de significância (teste F): 1%.

As Tabelas 7 e 8 contêm as equações segmentadas de transmissão de preços das relações onde foi constatada assimetria. Todas as relações mostraram transmissão mais intensa de acréscimo do que de decréscimos de preços. A soma das elasticidades segmentadas de acréscimos de preços mostra, através do teste F, que essa não difere de um para a maior parte das equações, com exceção dos acréscimos de preços de óleo ao atacado que seriam transmitidos mais que proporcionalmente ao varejo (Tabela 7). Já os decréscimos de preços, todos seriam transmitidos menos que proporcionalmente (elasticidade de transmissão de decréscimos menor que um).

As estimativas aqui realizadas permitem perceber a importância de se realizar análises de assimetria entre preços agrícolas. Para compatibilizar a comparação entre as elasticidades segmentadas e as convencionais, estimaram-se as elasticidades convencionais com os preços deflacionados, as quais são apresentadas na Tabela 9.

TABELA 7
EQUAÇÕES DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS SEGMENTADAS NA
INDÚSTRIA BRASILEIRA DE SOJA - 1982-1989

Variável Dependente	Tendência	Variáveis Independentes			
P^{ov}_t	Tend.	AP^{oa}_t	AP^{oa}_{t-1}	DP^{oa}_t	DP^{oa}_{t-1}
Estimativas	-0,005**	0,791**	0,402**	0,577**	0,120
(t)	(-3,91)	(9,14)	(4,88)	(5,57)	(1,05)
$R^2 = 0,810$	$Q^{(1)}(27) = 33,91^*$	$F^{(3)}(1,86)^{(1)} = 16,60^{**}$			
$DW = 1,83$	$F^{(2)}(1,85)^{(1)} = 7,14^{**}$				
P^{oa}_t	Tend.	AP^{oc}_t	AP^{oc}_{t-1}	DP^{oc}_t	DP^{oc}_{t-1}
Estimativas	-0,013**	0,353	0,632**	0,355	0,046
(t)	(-2,80)	(1,77)	(3,22)	(1,50)	(0,18)
$R^2 = 0,820$	$Q^{(1)}(27) = 18,65$	$F^{(3)}(1,74)^{(1)} = 12,75^{**}$			
$DW = 1,74$	$F^{(2)}(1,74)^{(1)} = 0,01$				
P^{gp}_t	Tend.	AP^{fa}_t	AP^{fa}_{t-1}	DP^{fa}_t	DP^{fa}_{t-1}
Estimativas	-0,006**	0,696**	0,437**	0,525**	0,108
(t)	(-3,15)	(5,45)	(3,44)	(3,31)	(0,67)
$R^2 = 0,758$	$Q^{(1)}(27) = 25,35^*$	$F^{(3)}(1,60)^{(1)} = 7,538^{**}$			
$DW = 1,36$	$F^{(2)}(1,60)^{(1)} = 1,313$				

Notas: (1) Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

(2) Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de acréscimos de preços é um.

(3) Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de decréscimos de preços é um.

* Nível de significância do teste Q: 5%.

** Nível de significância dos testes t (Student) e F: 1%.

A análise dessas elasticidades mostra que as estimativas convencionais se situam entre as estimativas das elasticidades segmentadas, subestimando o efeito dos acréscimos e superestimando o efeito dos decréscimos de preços.

TABELA 8
EQUAÇÃO DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS SEGMENTADA ENTRE
PREÇO DE EXPORTAÇÃO DE SOJA EM GRÃO (P^{ge}_t) E PREÇO AO
PRODUTOR (P^{gp}_t) - 1982-1989

Variável Independente	Estimativas	(t)
Tendência	-0,008 **	(-3,09)
AP^{ge}_t	0,523	(1,68)
AP^{ge}_{t-1}	1,113 **	(3,07)
AP^{ge}_{t-2}	-0,301	(-0,84)
AP^{ge}_{t-3}	-0,393	(-1,10)
AP^{ge}_{t-4}	0,541	(1,65)
DP^{ge}_t	1,136 *	(2,33)
DP^{ge}_{t-1}	0,040	(0,07)
DP^{ge}_{t-2}	0,165	(0,31)
DP^{ge}_{t-3}	-0,045	(-0,08)
DP^{ge}_{t-4}	-0,847	(-1,73)
$R^2 = 0,566$	DW = 1,69	$Q^{(1)} (27) = 23,09^*$
$F^{(2)} (1,65)^{(1)} = 3,27$	$F^{(3)} (1,65)^{(1)} = 2,71$	

Notas: (1) Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

(2) Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de acréscimos de preços é um.

(3) Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de decréscimos de preços é um.

* Nível de significância dos testes Q e t (Student): 5%.

** Nível de significância do teste t (Student): 1%.

TABELA 9
ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS
TOTAIS-CONVENCIONAIS E SEGMENTADAS - PARA A INDÚSTRIA
BRASILEIRA DE SOJA - 1982-1989

Var. Dep.	Var. Indep	Elasticidades		
		Convencional	Acréscimo	Decréscimo
P^{ov}_t	P^{oa}_t	0,969	1,193	0,697
P^{oa}_t	P^{oe}_t	0,738	0,985	0,401
P^{gp}_t	P^{ge}_t	0,819	1,483	0,449
P^{gp}_t	P^{fa}_t	0,900	1,133	0,633

Conclusões

A pesquisa mostrou que as variações de preços tendem a iniciar-se no mercado externo e ao atacado. Os preços ao varejo (óleo) e ao produtor rural (soja em grão) variariam após os preços do atacado. Isso parece sugerir que o fator determinante da liderança de preço nesse mercado é a fluidez das informações. Os atacadistas e as bolsas internacionais possuem um sistema mais rápido de acesso às informações de mercado. No caso do produtor rural, além do menor acesso à informação de mercado, a maior competitividade do mercado faz com que ele se comporte como um "tomador de preço"

Outra questão importante refere-se à transmissão mais que proporcional das variações de preços entre os mercados externo e interno. Esse resultado corrobora o que havia verificado Barros (1986), ou seja, que a rigidez do custo de exportação pode permitir uma internalização mais que proporcional das variações de preços externos, o que dificultaria a estabilização dos preços internos. Uma alternativa para isso seria a criação de um sistema tributário com tarifas flexíveis em função dos preços externos.

Os testes de assimetria mostraram a importância desse tipo de estudo, já que seus resultados foram significativos em quase todas as relações de preços. Diversas razões podem estar ligadas a esses casos de assimetria. Uma das principais, que está associada à assimetria em todos os níveis de mercado, é a expectativa inflacionária. Essa pode ter levado os diferentes agentes a considerarem as diminuições nos preços reais como transitórias, o que motivaria um comportamento no sentido de maior resposta aos aumentos reais de preços. Além disso, a relativa inelasticidade-preço da demanda de óleo pode motivar a transmissão mais intensa das elevações dos preços, já que aumentos de preços corresponderiam a aumentos na receita bruta.

No caso específico de transmissão mais intensa de acréscimos nos preços internacionais, a explicação pode estar associada à política comercial que vigorou durante esse período. As dificuldades para promover importações quando os preços externos caem e a facilidade para exportar podem ter permitido um amortecimento das quedas nos preços internacionais e a transmissão mais intensa das elevações nesses preços. Dessa forma, políticas liberalizantes que permitam uma maior agilização na importação de soja e derivados podem reduzir a assimetria aqui constatada.

Referências Bibliográficas

- AGUIAR, D. R. D. & BARROS, G. S. A. C. Transmissão de preços de laranja entre os mercados externo e interno. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, 27 (1): 61-70, jan/mar 1989.
- BARROS, G. S. A. C. Efeitos de choques macroeconômicos sobre a transmissão de preços agrícolas. In: *Anais, XXIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*. Lavras, MG, 1986.
- _____. *Economia da comercialização agrícola*. Piracicaba, FEALQ, 1987.
- _____. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 44 (1): 5-20, jan/mar 1990.
- BURNQUIST, H. L. *A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercados agrícolas*. Piracicaba, Dissertação de Mestrado apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ-USP), 1986.
- DOAN, T. A. & LITTERMAN, R. B. *User's manual: rats*. Minneapolis, M. N., VAR Econometrics, 1987.
- FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro (vários números).
- GARDNER, B. L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 57 (3): 399-409, 1975.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37 (3): 424-438, jul 1969.
- HEIEN, D. M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 61 (1): 10-18, 1980.
- HOFFMANN, R. & VIEIRA, S. *Análise de regressão: uma introdução à econometria*. São Paulo, HUCITEC, 1983.
- HOUCK, J. P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59: 570-572, aug. 1977.
- INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. *Informações econômicas*. São Paulo, Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (vários números).
- KINNUCAN, H. W. & FORKER, O. D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *American Journal of Agricultural Economics*, 68: 285-292, 1987.
- KMENTA, J. *Elementos de econometria*. 2ª. ed. São Paulo, Atlas, 1988, 2v.
- MARTINES FILHO, J. G. *Margens de comercialização e causalidade de preços agrícolas*. Piracicaba, Dissertação de Mestrado apresentada à ESALQ-USP, 1988.
- SIMS, C. A. Money, income and causality. *American Economic Review*, 62 (4): 540-552, sept. 1972.
- WARD, R. W. Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing for fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64: 205-212, 1982.
- WILLIAMS, G. W. & THOMPSON, R. L. *A indústria da soja no Brasil: estrutura econômica e políticas de intervenção do governo no mercado*. Brasília, Companhia de Financiamento da Produção (CFP), 1988 (Coleção Análise e Pesquisa, 34).

(Originals recebidos em julho de 1990. Revisados pelos autores em janeiro de 1991).