

FORMAÇÃO DE PREÇOS NA CADEIA AGROINDUSTRIAL DA SOJA NA DÉCADA DE 90

Robson Leandro Mafioletti¹

Resumo

Nesta pesquisa, analisou-se o processo de formação de preços do complexo soja tanto entre níveis de mercado, ou seja, produtor, atacado e varejo nos mercados interno e externo, quanto entre as principais regiões produtoras e consumidoras de soja e derivados no mercado interno. A análise foi realizada em dois períodos, janeiro de 1982 a dezembro de 1989 e janeiro de 1990 a dezembro de 1999, tendo como objetivo captar o efeito das mudanças ocorridas na década de 90 com o advento da abertura comercial e da maior liberalização dos mercados. As regiões definidas para estudo foram os principais estados produtores de soja e derivados no mercado interno; no mercado externo foram consideradas as cotações da *CBOT* como *proxy* dos preços internacionais. A metodologia utilizada para determinar a relação causal entre os preços foi o teste de Granger. Depois de determinado o sentido de causalidade, estimularam-se as elasticidades de transmissão de preços. Os resultados indicaram a rapidez de transmissão de preços no setor, com períodos de defasagem no máximo de um mês; somente em poucos casos ocorreu período de transmissão de dois ou três meses, indicando a eficiência na transmissão dos preços entre os níveis de mercado e entre as regiões estudadas.

Palavras-chaves: Soja, mercado interno, mercado externo, transmissão de preços.

¹ Analista Técnico e Econômico da Ocepar – PR. E-mail: rmafioletti@ocepar.org.br.

1. Introdução e Justificativa

A passagem da década de 80 para a de 90 trouxe importantes mudanças para o complexo agroindustrial da soja no Brasil. No *front* externo, a abertura econômica integrou ainda mais o setor às forças dinâmicas da economia globalizada. Internamente, esses efeitos externos somaram-se às tendências de desregulamentação econômica e à reestruturação do agronegócio brasileiro e do complexo agroindustrial da soja em particular.

O Brasil é o segundo maior produtor mundial de soja, produzindo cerca de 37 milhões de toneladas (22% da produção mundial), à frente da Argentina, que produz 25 milhões de toneladas (15% da produção mundial), e atrás apenas dos Estados Unidos, que produzem 81 milhões de toneladas (48,5% da produção mundial, que é de 167 milhões de toneladas – USDA, 2001).

Dentre os produtos agrícolas, a soja tem grande importância não apenas para o mercado interno, mas como fonte geradora de divisas para o país, através da exportação de soja em grão, farelo e óleo, que, em média, na última década, representaram 9% do valor das exportações totais e 30% das exportações agrícolas (ABIOVE, 2001).

Willians e Thompson (1988) ressaltaram que os objetivos principais das medidas de política do governo brasileiro foram, na década de 80, assegurar adequada oferta de farelo e óleo de soja para o mercado interno; estimular a utilização e expansão da capacidade de processamento; e exportar o excesso de oferta de farelo e óleo, de preferência a soja em grão. As variações de preços oriundos do produtor rural (choques de oferta) ou do atacado (maior acesso às informações e maior poder de mercado) tenderiam a ser repassadas ao varejo do óleo mediante a aplicação de um *markup* sobre os custos de produção.

O objetivo do presente foi analisar as possíveis mudanças que ocorreram no mercado da soja e seus derivados ao longo da década de 90.

Especificamente, pretenderam-se analisar as relações de preços entre os níveis de mercado e mensurar a transmissão das variações de preços, além de determinar a defasagem em meses para ocorrer o

completo ajustamento dos preços entre produtores, atacadistas e varejistas nos mercados interno e externo do complexo soja, bem como entre as principais regiões de produção, comparando-se os resultados com os de estudo semelhante da década anterior e também com os obtidos por Aguiar (1990).

A análise dessas relações pode indicar o grau de eficiência dos canais de comercialização do produto, permitindo, ainda, compreender os mecanismos de formação de preços ao apontar as principais causas de suas variações e os segmentos que tendem a liderar essas variações.

2. Modelos Econométricos

As análises serão feitas, considerando-se o período de janeiro de 1980 a dezembro de 1989 e janeiro de 1990 a dezembro de 1999, para soja em grão, farelo e óleo; e as cotações de preços dos mercados interno e externo.

2.1 Intensidade e período de transmissão de preço

A análise da intensidade de transmissão se dá através da estimação da elasticidade de transmissão de preços. Essa elasticidade se refere à variação relativa no preço em um nível de mercado em relação à variação relativa no preço em outro nível, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial em um deles (Barros e Burnquist, 1987). A análise do período de tempo necessário para que cada nível de mercado ajuste seus preços também é importante para a eficiência do mercado. O tempo no ajuste de preço no mercado pode estar associado à baixa fluidez de informações e, conseqüentemente, à ineficiência desse mercado.

2.1.1 Teste de causalidade

Testes de causalidade foram estabelecidos por Granger (1969), que considerou que há existência de causalidade de uma variável X para uma variável Y se, e somente se, valores passados de X ajudam na

previsão de Y. O aspecto de causalidade entre preços agrícolas tem sido relacionado à questão de estrutura de mercado e intervenção governamental.

Vários trabalhos foram realizados no Brasil para verificar o sentido de causalidade entre preços agrícolas em diversos níveis de mercado (Burnquist, 1986; Barros e Martinez F^o, 1987; Aguiar e Barros, 1989, entre outros). Todos esses trabalhos utilizaram a metodologia dos testes de causalidade proposta por Sims, a qual, ao invés de testar os valores passados, testou os valores futuros das variáveis.

A seguir, para uma exposição mais detalhada deste teste, apresentam-se as duas equações do teste de causalidade entre o preço da soja no Paraná e o preço da soja em Chicago (CBOT):

$$Psch_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{12} \alpha_{1i} Pspr_{t-i} + \sum_{k=1}^{12} \alpha_{2k} Psch_{t-k} + \sum_{j=1}^{12} \alpha_{3j} D_j + \alpha_4 T + \varepsilon_{1t} \quad (01)$$

$$Pspr_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{12} \beta_{1i} Psch_{t-i} + \sum_{k=1}^{12} \beta_{2k} Pspr_{t-k} + \sum_{j=1}^{12} \beta_{3j} D_j + \beta_4 T + \varepsilon_{2t} \quad (02)$$

em que

Psch = logaritmo do preço da soja em Chicago (CBOT);

Pspr = logaritmo do preço da soja no Paraná;

D_j = variáveis binárias para controle dos efeitos de sazonalidade;

T = variável-tendência;

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_{2i}, \alpha_{3k}, \alpha_{4j}$ = parâmetros estimados na equação 01;

$\beta_0, \beta_1, \beta_{2i}, \beta_{3k}, \beta_{4j}$ = parâmetros estimados na equação 02; e

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$, = erros aleatórios.

No presente estudo com o teste de causalidade de Granger, foram utilizados 12 valores passados da variável explicativa e 12 da variável dependente. As variáveis binárias foram utilizadas para efeito do controle de sazonalidade (variação estacional), variação essa que ocorreu em uma série temporal nos mesmos meses do ano, mais ou menos com a mesma intensidade, e tiveram aplicação na explicação de movimentos de preços de produtos agrícolas, cujas safra e entressafra corresponderam a períodos determinados do ano. Após isso, as hipóteses de nulidade testadas foram as dispostas nas equações (01) e (02):

$\alpha_{11} = \alpha_{12} = \dots = \alpha_{112} = 0$ (na equação 01); e

$\beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{112} = 0$ (na equação 02).

Se as duas hipóteses forem rejeitadas, ter-se-á relação bicausal; se ambas não forem rejeitadas, ter-se-á ausência de causalidade; se a primeira for rejeitada e a segunda não, a causalidade será de Pspr para Psch; e, finalmente, caso a primeira hipótese não seja rejeitada e a segunda sim, a causalidade será de Psch para Pspr.

Para testar essas hipóteses, utilizou-se a estatística F, estimando seu valor pela fórmula que vem a seguir, para as equações (01) e (02), ou seja:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_u) / m}{SQR_u / (n - k)}$$

sendo SQR_r a soma dos quadrados dos resíduos da equação com restrição; SQR_u, a soma dos quadrados dos resíduos da equação sem restrição; m, o número de termos defasados; e n, o número de observações, ressaltando-se que todos os preços estão na forma de logaritmos neperianos e Dj e T são as variáveis definidas anteriormente.

2.1.2 - Elasticidades de transmissão de preços em modelos de causalidade unidirecional

Após a realização do teste de causalidade, estimaram-se as equações de transmissão de preços, obedecendo ao sentido de causalidade verificado. No caso do sentido de causalidade do preço da soja na CBOT para o preço da soja no Paraná, a equação básica foi

$$Pspr_t = \sigma_0 + \sigma_1 Psch_t + \sum_{i=1}^{12} \sigma_{2i} Psch_{t-i} + \sum_{j=1}^{11} \sigma_{3j} D_j + \sigma_4 T + \varepsilon_t \quad (03)$$

Partindo dessa equação, testou-se o número de defasagens significativas para definir a equação de transmissão de preços. Esse procedimento consistiu em avaliar a significância do teste F de exclusão de variáveis a 5%, à medida que se excluía as defasagens (1 a 12), (2 a 12), (11 e 12), sucessivamente. Após a definição da forma final, os valores de σ_1 e σ_{2i} foram as elasticidades mensais de transmissão de preços.

2.1.2. Elasticidades de transmissão de preços em modelos de causalidade bidirecional

No caso de relação bicausal, foi necessário estimar um modelo de equações simultâneas como o descrito a seguir (a descrição correspondente à relação entre preço da soja em Chicago). O número de defasagens foi definido *ad hoc*, consistindo de 12 valores mensais.

Forma estrutural:

$$P_t^{ch} = \sigma_0 + \sigma_1 P_t^{pr} + \sum_{i=1}^{12} \sigma_{i+1} P_{t-i}^{pr} + \mu_{1,t} \quad (04)$$

$$P_t^{pr} = \phi_0 + \phi_1 P_t^{ch} + \sum_{i=1}^{12} \phi_{i+1} P_{t-i}^{ch} + \mu_{2,t} \quad (05)$$

sendo

P^{ch} = logaritmo do preço da soja em grão;

P^{pr} = logaritmo do preço da soja no Paraná; e

σ_1 a σ_{13} e ϕ_1 a ϕ_{13} = elasticidades de transmissão de preços parciais.

As equações do modelo em questão foram superidentificadas, exigindo a utilização do método dos mínimos quadrados em dois estágios para estimação. O referido método consistiu em:

1º estágio: estimação de regressões das variáveis predeterminadas (exógenas + endógenas defasadas). Para a equação (04), o primeiro estágio consistiu em

$$\hat{P}_t^{pch} = \pi_0 + \sum_{i=1}^{12} \gamma_i P_{t-i}^{ch} + \sum_{k=1}^{12} \rho_k P_{t-k}^{pr} + \mu_{3,t} \quad (06)$$

2º estágio: consistiu em estimar a equação (04), no caso da transmissão entre preço em Chicago, utilizando-se o preço no Paraná estimado no

primeiro estágio (\hat{P}_t^{pr}). Para estimar a equação (05), o procedimento foi o mesmo, estimando-se, no primeiro estágio, o preço da soja em Chicago

(\hat{P}_t^{ch}), que foi relacionado com o preço no Paraná no segundo estágio.

2.2 Fonte de dados

Os dados utilizados foram preços ao produtor para a soja em grão nos principais estados produtores: Paraná, Mato Grosso, Rio Grande do Sul, Goiás e Mato Grosso do Sul, que representaram 85% da produção nacional. Quanto ao farelo, foram utilizados os preços praticados em São Paulo e Paraná, principais estados consumidor e produtor do país, respectivamente. Para óleo ao atacado e varejo foram utilizados os preços praticados em São Paulo, maior centro de refino e consumo de óleo do Brasil. Para as cotações de preços da soja, farelo e óleo no mercado internacional, utilizaram-se as da CBOT – Chicago. A seguir, listam-se as fontes de dados: “United States Department of Agriculture” (USDA), Companhia Brasileira de Abastecimento (CONAB), Safras & Mercado, Secretaria de Estado da Agricultura e do Abastecimento do Estado do Paraná (SEAB/PR) e Centro de Pesquisa Avançada em Economia Aplicada (CEPEA).

3. Resultados e Discussão

Os resultados apresentados a seguir são referentes aos testes econométricos propostos no item 2. Os preços estão expressos em reais deflacionados pelo IGP/Di da Fundação Getúlio Vargas (base outubro de 1999). As séries de preços referem-se ao período de janeiro de 1982 a dezembro de 1999.

Dessa forma, foram realizados os testes do período todo, nas décadas de 80 e 90, separadamente, e comparados entre si e com o estudo de formação e transmissão de preços do complexo soja, realizado por Aguiar na década de 80, no Estado de São Paulo.

Foram feitos testes entre as séries de preços do mercado externo (CBOT), ou seja, soja com farelo, soja com óleo e farelo com óleo, nos três períodos distintos citados anteriormente, verificando-se que não houve nível líder na variação dos preços no mercado internacional.

Dessa forma, foram relacionados os preços da soja e derivados no mercado externo, com as mesmas formas do mercado interno, ou seja, soja-soja, farelo-farelo e óleo-óleo.

3.1 Análise dos testes de causalidade (Granger)

Os resultados dos testes de causalidade estão apresentados nas Tabelas 1 e 2. Nestas, especificam-se a variável dependente e a variável independente excluída, bem como a significância do teste F (de exclusão de variáveis) e os graus de liberdade do teste.

As variáveis básicas são as seguintes:

- P_t^{spr} – Logaritmo neperiano do preço da soja no Paraná
- P_t^{srs} – Logaritmo neperiano do preço da soja no Rio Grande do Sul
- P_t^{smt} – Logaritmo neperiano do preço da soja no Mato Grosso
- P_t^{sms} – Logaritmo neperiano do preço da soja no Mato Grosso do Sul
- P_t^{sgo} – Logaritmo neperiano do preço da soja em Goiás
- P_t^{sch} – Logaritmo neperiano do preço da soja em Chicago
- P_t^{fpr} – Logaritmo neperiano do preço do farelo no Paraná
- P_t^{fsp} – Logaritmo neperiano do preço do farelo em São Paulo
- P_t^{fch} – Logaritmo neperiano do preço do farelo em Chicago
- P_t^{ospat} – Logaritmo neperiano do preço do óleo no atacado em São Paulo
- P_t^{ospvj} – Logaritmo neperiano do preço do óleo no varejo em São Paulo
- P_t^{och} – Logaritmo neperiano do preço do óleo no atacado em Chicago.

Tabela 1 – Teste de causalidade entre os preços da soja e derivados em diferentes regiões de comercialização nos mercados interno e externo, na década de 80

Variável dependente	Variável independente excluída	F ⁽¹⁾
P ^{sms}	P ^{spr}	3,09* (12,47)
P ^{spr}	P ^{sms}	0,40 (12,47)
P ^{smt}	P ^{spr}	3,76* (12,47)
P ^{spr}	P ^{smt}	0,86 (12,47)
P ^{sms}	P ^{sgo}	3,10* (12,47)
P ^{sgo}	P ^{sms}	1,51 (12,47)
P ^{fsp}	P ^{fch}	1,95* (12,47)
P ^{fch}	P ^{fsp}	0,89 (12,47)
P ^{fpr}	P ^{fch}	1,76* (12,47)
P ^{fch}	P ^{fpr}	0,73 (12,47)
P ^{ospat}	P ^{ospvj}	3,28* (12,47)
P ^{ospvj}	P ^{ospat}	2,06** (12,47)
P ^{fch}	P ^{sch}	1,63 (12,47)
P ^{sch}	P ^{fch}	0,77 (12,47)
P ^{fch}	P ^{och}	1,27 (12,47)
P ^{och}	P ^{fch}	0,53 (12,47)
P ^{sch}	P ^{och}	0,66 (12,47)
P ^{och}	P ^{sch}	0,46 (12,47)
P ^{fsp}	P ^{fpr}	1,08 (12,47)
P ^{fpr}	P ^{fsp}	0,85 (12,47)
P ^{smt}	P ^{sms}	0,74 (12,47)
P ^{sms}	P ^{smt}	1,48 (12,47)
P ^{spr}	P ^{sgo}	0,54 (12,47)
P ^{sgo}	P ^{spr}	1,07 (12,47)
P ^{smt}	P ^{sgo}	1,68 (12,47)
P ^{sgo}	P ^{smt}	0,74 (12,47)
P ^{sch}	P ^{spr}	0,67 (12,47)
P ^{spr}	P ^{sch}	0,75 (12,47)
P ^{sch}	P ^{srs}	1,00 (12,47)
P ^{srs}	P ^{sch}	1,04 (12,47)
P ^{och}	P ^{ospat}	0,88 (12,47)
P ^{ospat}	P ^{och}	1,64 (12,47)

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

* Nível de significância: 1%.

** Nível de significância: 5%.

Os dados da Tabela 1, da década de 80, evidenciam que há relação de causalidade entre o preço da soja no Paraná e no Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, bem como entre o de Goiás e Mato Grosso do Sul. No mercado de farelo há relação de causalidade do preço do farelo em Chicago e os preços em São Paulo e Paraná. No mercado de óleo há relação bicausal entre os preços no atacado e varejo em São Paulo.

Tabela 2 – Teste de causalidade entre os preços da soja e derivados em diferentes regiões de comercialização nos mercados interno e externo, na década de 90

Variável dependente	Variável independente excluída	F ⁽¹⁾
P ^{spr}	P ^{sch}	2,95* (12,71)
P ^{sch}	P ^{spr}	1,17 (12,71)
P ^{srs}	P ^{sch}	3,01* (12,71)
P ^{sch}	P ^{srs}	1,18 (12,71)
P ^{sms}	P ^{spr}	2,49* (12,71)
P ^{spr}	P ^{sms}	0,47 (12,71)
P ^{smt}	P ^{spr}	5,54* (12,71)
P ^{spr}	P ^{smt}	1,04* (12,71)
P ^{sgo}	P ^{spr}	3,66* (12,71)
P ^{spr}	P ^{sgo}	0,66 (12,71)
P ^{sgo}	P ^{sms}	2,95** (12,71)
P ^{sms}	P ^{sgo}	1,08 (12,71)
P ^{sms}	P ^{smt}	2,49* (12,71)
P ^{smt}	P ^{sms}	2,31* (12,71)
P ^{smt}	P ^{sgo}	0,32 (12,71)
P ^{sgo}	P ^{smt}	1,31 (12,71)
P ^{fsp}	P ^{fch}	2,64* (12,71)
P ^{fch}	P ^{fsp}	1,33 (12,71)
P ^{fpr}	P ^{fch}	2,53* (12,71)
P ^{fch}	P ^{fpr}	0,88 (12,71)
P ^{fpr}	P ^{fsp}	3,15* (12,71)
P ^{fsp}	P ^{fpr}	1,79 (12,71)
P ^{ospat}	P ^{och}	1,91** (12,71)
P ^{och}	P ^{ospat}	1,58 (12,71)
P ^{ospat}	P ^{ospvj}	1,28 (12,71)
P ^{ospvj}	P ^{ospat}	0,91 (12,71)
P ^{fch}	P ^{sch}	0,94 (12,71)

P^{sch}	P^{fch}	0,97 (12,71)
P^{fch}	P^{och}	0,98 (12,71)
P^{och}	P^{fch}	1,30 (12,71)
P^{sch}	P^{och}	1,21 (12,71)
P^{och}	P^{sch}	1,52 (12,71)

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

* Nível de significância: 1%.

** Nível de significância: 5%.

Os dados da Tabela 2, da década de 90, indicam que entre os preços da soja no Mato Grosso e Mato Grosso do Sul há relação bicausal. Os outros resultados foram: (i) causalidade do preço da soja em Chicago para o Paraná; (ii) causalidade do preço da soja em Chicago para o Rio Grande do Sul; (iii) do Paraná para Mato Grosso; (iv) do Paraná para Mato Grosso do Sul; (v) do Paraná para Goiás; (vi) e do Mato Grosso do Sul para Goiás. No mercado de farelo há relação de causalidade entre o preço do farelo em Chicago e os preços de São Paulo e Paraná; bem como entre os preços do farelo em São Paulo e os do Paraná. No mercado de óleo há relação de causalidade do preço de Chicago para São Paulo, no atacado. Tais resultados eram esperados, sendo os preços formados na CBOT e internalizados via Rio Grande do Sul e Paraná e, depois, repassados para as diferentes regiões de comercialização no interior do país. Internamente, a relação causal dos preços dava-se das praças mais próximas ao porto para as mais afastadas, notando-se, também, a importância da capacidade instalada de processamento em cada estado.

3.2 Elasticidades de transmissão de preços

Os resultados dos testes F (de exclusão de variáveis) para verificar o número de defasagens significativas nas equações de transmissão de preços evidenciam que, em mais de 90% dos casos, os ajustamentos foram com no máximo uma defasagem. Somente em dois casos os ajustamentos ocorreram com mais de um mês, conforme pode ser visualizado nas Tabelas 3 e 4. Esse curto espaço de tempo necessário para que, dada uma variação no preço em determinado nível de mercado,

ocorra o ajustamento no outro é indicativo de eficiência de mercado e de que as informações são transmitidas rapidamente. Além disso, foi verificado se o somatório das elasticidades nas equações de preços era igual à unidade.

Tabela 3 – Duração das defasagens significativas (em meses) para as equações de transmissão de preços, conforme os resultados das análises de causalidade, na década de 80

Variável dependente	Variável independente	Defasagens
P^{sms}	P^{spr}	2
P^{smt}	P^{spr}	1
P^{sms}	P^{sgo}	1
P^{fsp}	P^{fch}	1
P^{fpr}	P^{fch}	0

Tabela 4 – Duração das defasagens significativas (em meses) para as equações de transmissão de preços, conforme os resultados das análises de causalidade, na década de 90

Variável dependente	Variável independente	Defasagens
P^{spr}	P^{sch}	0
P^{srs}	P^{sch}	3
P^{sms}	P^{spr}	1
P^{sgo}	P^{spr}	1
P^{smt}	P^{spr}	1
P^{sgo}	P^{sms}	0
P^{fsp}	P^{fch}	0
P^{fpr}	P^{fch}	1
P^{fpr}	P^{fsp}	1
P^{ospat}	P^{och}	1

A partir da definição da relação causal e do número de defasagens significativas, selecionaram-se as equações de transmissão de preços, que estão apresentadas nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 5 – Equações de transmissão de preços da soja e derivados na década de 80

Variável dependente	Constante	Variáveis independentes		
P_{smt_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,81$	- 0,12* (-3,23) $Q(20-0) = 16,88$	P_{spr_t} 0,54* (6,29)	$P_{spr_{t-1}}$ 0,55* (5,97)	$P_{spr_{t-2}}$ 0,19** (2,08)
		DW = 2,05	$F^{(1)}(1,57) = 5,55**$	
P_{smt_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,88$	- 0,04 (- 1,74) $Q(20-0) = 12,17$	P_{spr_t} 0,56* (9,74)	$P_{spr_{t-1}}$ 0,49* (8,24)	
		DW = 2,13	$F^{(1)}(1,57) = 0,64$	
P_{sms_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,92$	- 0,06 (- 1,64) $Q(20-0) = 30,26$	P_{sgo_t} 0,56* (7,06)	$P_{sgo_{t-1}}$ 0,49* (3,81)	
		DW = 1,80	$F^{(1)}(1,57) = 1,62$	
P_{fpr_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,63$	0,02 (0,35) $Q(20-0) = 22,48$	P_{fch_t} 0,55* (4,19)	$F^{(1)}(1,57) = 11,65*$	
		DW = 1,62		
P_{fsp_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,65$	0,01 (0,24) $Q(20-0) = 21,70$	P_{fch_t} 0,52* (3,66)	$P_{fch_{t-1}}$ 0,46* (3,14)	
		DW = 1,66	$F^{(1)}(1,57) = 1,62$	
P_{ospat_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,95$	- 0,03 (-1,27) $Q(21-0) = 65,92*$	P_{ospvj_t} 1,02* (41,95)	$F^{(1)}(1,82) = 8,32*$	
		DW = 0,81		
P_{ospvj_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,95$	- 0,07* (3,21) $Q(21-0) = 63,69*$	P_{ospat_t} 0,94* (41,95)	$F^{(1)}(1,82) = 8,32*$	
		DW = 0,80		

(1) Teste referente ao fato de a soma das elasticidades ser igual a 1.

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

** Nível de significância dos testes t, Q e F: 5%

Tabela 6 – Equações de transmissão de preços da soja e derivados na década de 90

Variável dependente	Constante	Variáveis independentes
P_{spr_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,73$ $Q(26-0) = 38,89$	- 0,03 (-0,81) DW = 1,65	P_{sch_t} 0,62* (5,71) $F^{(1)}(1,81) = 12,27^*$
P_{srs_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,65$ $Q(26-0) = 24,41$	- 0,13* (-2,91) DW = 1,89	P_{sch_t} $P_{sch_{t-1}}$ 0,37* 0,27** (3,31) (2,10) $F^{(1)}(1,81) = 8,05^*$
P_{sms_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,89$ $Q(26-0) = 23,90$	- 0,21* (-6,51) DW = 1,92	P_{spr_t} $P_{spr_{t-1}}$ 0,42* 0,34* (6,96) (4,95) $F^{(1)}(1,81) = 14,90^*$
P_{sms_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,92$ $Q(26-0) = 28,14$	- 0,13** (-2,03) DW = 1,96	P_{spr_t} $P_{spr_{t-1}}$ 0,46* 0,23* (5,54) (2,39) $F^{(1)}(1,81) = 21,70^*$
P_{sgo_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,70$ $Q(26-0) = 34,29$	- 0,16* (-2,99) DW = 1,87	P_{spr_t} $P_{spr_{t-1}}$ 0,61* 0,29** (5,94) (2,44) $F^{(1)}(1,81) = 0,87$
P_{sgo_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,79$ $Q(26-0) = 20,95$	- 0,11* (-1,81) DW = 1,98	P_{sms_t} 0,84* (7,91) $F^{(1)}(1,81) = 2,42$
P_{smt_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,92$ $Q(27-0) = 151,68^*$	- 0,06 (-1,85) DW = 1,09	P_{smt_t} 0,99* (34,1) $F^{(1)}(1,106) = 0,06$
P_{smt_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,98$ $Q(26-0) = 131,96^*$	- 0,04 (-1,16) DW = 1,29	P_{sms_t} 0,92* (34,08) $F^{(1)}(1,106) = 8,14$
P_{fpr_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,75$ $Q(26-0) = 23,14$	0,02 (0,62) DW = 1,99	P_{fch_t} $P_{fch_{t-1}}$ 0,76* 0,18 (7,58) (1,65) $F^{(1)}(1,81) = 0,24$
P_{fsp_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,77$ $Q(26-0) = 22,39$	0,05 (1,38) DW = 1,94	P_{fch_t} 0,79* (7,86) $F^{(1)}(1,81) = 4,54^{**}$
P_{fpr_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,96$ $Q(26-0) = 20,03$	- 0,06** (- 2,53) DW = 1,83	P_{fsp_t} $P_{fsp_{t-1}}$ 0,79* 0,18* (15,71) (2,86) $F^{(1)}(1,81) = 0,49$
P_{ospat_t} Estimativas (t) $R^2 = 0,68$ $Q(26-0) = 30,43$	0,20* (10,36) DW = 1,82	P_{och_t} $P_{och_{t-1}}$ 0,29* 0,20* (4,76) (3,39) $F^{(1)}(1,81) = 43,40^*$

(1) Teste referente ao fato de a soma das elasticidades ser igual a 1.

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

** Nível de significância dos testes t, Q e F: 5%.

Os coeficientes de determinação (R^2) mostraram-se satisfatórios em todas as equações, indicando que alterações nas variáveis dependentes são satisfatoriamente explicadas pelas variáveis independentes.

No caso de o teste somatório de elasticidade de transmissão de preços ter sido igual à unidade, observou-se que: i) considerando a década de 80, foram estimadas sete equações, das quais em três a soma da elasticidade não foi igual à unidade, conforme Tabela 5; ii) considerando a década de 90, foram estimadas 12 equações, das quais em seis a soma da elasticidade não foi igual à unidade, conforme Tabela 6.

Esses resultados podem ser interpretados da seguinte forma: tomando como exemplo a transmissão de preços de Chicago para o Paraná (Tabela 6), nota-se que, dado um acréscimo de 1% no preço da soja em Chicago, o preço da soja no Paraná aumentará instantaneamente, ou seja, no mesmo mês, em 0,62%.

4. Conclusões

Analisaram-se as relações entre os preços de soja em grão, farelo e óleo em diferentes níveis de mercado, ou seja, produtor, atacado e varejo nos mercados interno e externo, cujos resultados, em termos gerais, podem ser apresentados da seguinte forma:

- i) Mudanças em algumas relações causais entre as séries de preços nos dois períodos estudados, ou seja, décadas de 80 e 90.
- ii) Período de transmissão de preços no setor bastante curto, com períodos de defasagem de, no máximo, um mês; somente em poucos casos ocorreu período de transmissão de dois ou três meses, indicando deficiência na transmissão dos preços entre os níveis de mercado e entre as regiões estudadas.

Em termos específicos, apurou-se a seguinte conclusão: relação causal das séries de preços do mercado internacional para as séries de preços no mercado interno, principalmente na década de 90. Observou-se, ainda, que as variações dos preços para o produtor tendiam a ser antecedidas pelas variações que ocorriam no mercado internacional e no atacado (tanto do óleo como do farelo). Isso pode ser explicado pelo menor poder de mercado que o produtor rural tinha em relação aos demais

níveis e pela maior dificuldade de acesso às informações.

Os resultados encontrados por Aguiar no estudo do complexo soja na década de 80 indicam que as variações dos preços externos foram transmitidas, mais que proporcionalmente, aos preços internos.

No presente estudo da década de 80, não se verificou relação de causalidade entre os preços da soja em grão do mercado externo para o mercado interno. No caso do farelo, houve relação dos preços externos para os internos, no entanto essas relações foram unicasais. No caso do óleo, não houve relação de causalidade dos preços externos para os internos, ocorrendo, no entanto, relação bicausal dos preços do óleo ao atacado e ao varejo internamente.

Os resultados permitem concluir que o mercado da soja brasileira intensificou sua interdependência com o mercado internacional como resultado do processo de abertura econômica a partir do início da década de 90. Essa dependência passou a dar-se em termos do grão e também de seus derivados.

É claro que a mudança elevou a importância da condução adequada da política comercial brasileira para o setor. A recente desvalorização cambial veio no sentido de proporcionar maior rentabilidade ao seu grau de competência. No entanto, a recente desoneração do imposto ICMS sobre as exportações de grãos também teve substancial impacto no setor, com reflexos diferenciados entre os diversos elos da cadeia agroindustrial da soja. A maior rentabilidade conferida aos grãos acabou por inibir, parcialmente, a atividade industrial, cujos custos (inclusive de matéria-prima) se elevaram. Como o Brasil é um tomador de preços dos derivados da soja, não há como repassar esses custos ao mercado externo. E o resultado é a perda de competitividade e, assim, de parcela dos mercados de derivados.

Referências Bibliográficas

AGUIAR, D.R.D. **Formação de preços na indústria brasileira de soja** - 1982/1989. Piracicaba: ESALQ, 1990. 140 f. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1990.

- BARROS, G.S.A.C. **Economia da comercialização agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 1987. 306 p.
- BARROS, G.S.A.C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. In: SEMINÁRIO DE PERSPECTIVAS DA AGRICULTURA, 4, Piracicaba, 1988. **Anais...** Piracicaba: FEALQ, 1988. p. 99 - 119.
- BARROS, G.S.A.C.; MARQUES, P.V.; BACCHI, M.R.P.; CAFAGNI, L.C. **Elaboração de indicadores de preços de soja: um estudo preliminar**. Piracicaba: CEPEA/ESALQ/USP, abril de 1997.
- BISHOP, R.V. The Construcion and use of causality testes. **Agricultural Economics Research**, v.31, n.4, p.1 - 6, october, 1979.
- BURNQUIST, H.L. **A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercados agrícolas**. Piracicaba: ESALQ, 1986. 83 f. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1986.
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424 - 38, july, 1969.
- MARGARIDO, A.M.; SOUZA, E.L.L. Formação de preços da soja no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36, Poços de Caldas, 1998. **Anais...** Poços de Caldas, MG: SOBER, 1998. p. 773-84.
- SIMS, C.A. Money, income and causality. **American Economic Review**, v. 62, n. 4, p. 540 -52, september, 1972.
- WILLIANS, G. W.; THOMPSON, R.L. **A indústria da soja no Brasil: estrutura econômica e políticas de intervenção do governo no mercado**. Brasília: CFP, 1988. (Coleção análise e pesquisa, 34).

