



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*



RELAÇÕES DE PREÇOS NOS MERCADOS INTERNO E INTERNACIONAL DE SOJA E DERIVADOS

DAIANE DIEHL; MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI;

ESALQ

PIRACICABA - SP - BRASIL

ddiehl@esalq.usp.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

RELAÇÕES DE PREÇOS NOS MERCADOS INTERNO E INTERNACIONAL DE SOJA E DERIVADOS

Grupo de Pesquisa: 1. Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas

Resumo: O objetivo deste trabalho foi identificar relações causais e estimar elasticidades de transmissão entre preços de soja, farelo e óleo nos mercados interno e externo e entre os preços desses produtos no mercado interno. Para tanto, foram utilizadas seis séries de dados semanais, obtidas a partir de séries diárias de preços, para o período de 2000 a 2004. Para as cotações internas do preço da soja em grão, farelo e óleo, utilizou-se os indicadores de preços levantados pelo CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada/ESALQ/USP) e, para as cotações externas, os valores do primeiro vencimento do contrato futuro negociado na Bolsa de Chicago (CBOT). Os procedimentos econométricos realizados incluíram critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), testes de raiz unitária, testes de co-integração, correlação cruzada e análise de regressão. Foram observadas relações causais no caso do farelo e do óleo, sendo que os preços internos são antecipados pelos preços externos, com variações transmitidas com até uma semana de defasagem. No caso da soja em grão, não se observou relação causal entre os preços interno e externo. No mercado interno, foram observadas relações bicausais entre os preços do grão e do farelo.

Palavras-chave: soja, comercialização, relações de preços.

1. Introdução

A soja é um grão muito versátil que dá origem a produtos e subprodutos muito usados pela agroindústria, indústria química e de alimentos. Na alimentação humana, a soja entra na composição de embutidos, chocolates, temperos para saladas, entre outros produtos. O farelo de soja é usado na composição de rações animais, como fonte de proteína. O óleo refinado, obtido a partir do óleo bruto, é usado diretamente para consumo humano. Nesse processo, também é produzido um agente emulsificante muito usado na fabricação de salsichas, maioneses, entre outros produtos.

No contexto nacional, a soja somente ganha destaque a partir da década de 70. Vários fatores, no entanto, contribuíram para a consolidação e rápida expansão da sojicultura no Brasil, como condições favoráveis de clima e solo, disponibilidade de terras e mão-de-obra baratas, desenvolvimento de tecnologias que permitem altas produtividades em diversas condições do território brasileiro, atuação da iniciativa privada nas operações de crédito e demanda firme no mercado mundial.

Como resultado, hoje a soja é uma das commodities mais importantes para a economia brasileira. Dentre as lavouras nacionais, a sojicultura é a que possui o mais alto valor da produção, sendo estimado em R\$ 32,6 bilhões em 2004 (IBGE).

Internacionalmente, devido ao sucesso na produção e à alta competitividade do setor, o Brasil se destaca como segundo maior produtor mundial de soja, com 53 milhões de toneladas produzidas na safra 2004/05 e com uma participação de 24,6% na safra mundial (USDA).

Além da relevância no suprimento do mercado interno, o complexo soja também é importante para a arrecadação de divisas para a economia brasileira, através das exportações. O Brasil é o segundo maior exportador de soja em grão, de farelo e de óleo, com participações de, respectivamente, 31,6%, 31,2% e 26,6% nas exportações mundiais. Com esse desempenho, o setor é o que mais contribui para a balança do agronegócio, representando 24,4% do seu saldo (Secex/CONAB, 2005).

A produção de soja, assim como de outros produtos do setor agrícola, é particularmente afetada pelo risco. Características como produção incerta, devido à dependência de condições ambientais, e baixa elasticidade-preço da demanda promovem as bases para uma grande flutuação de preços (Bacchi, 1994). A alta instabilidade dos preços, aliada à instabilidade da produção, gera dois tipos de problemas: a renda instável dos agricultores leva-os a limitarem os investimentos que possam desenvolver o setor e, por outro lado, a flutuação de preços e um eventual comprometimento do abastecimento afetam o bem-estar dos consumidores (Burnquist, 1986).

Levando em consideração esses fatos e adicionando a contribuição econômica do complexo soja para o país, estudos que possibilitem uma melhor compreensão do processo de formação dos preços nesse setor, incluindo a análise da relação desses preços com os do mercado internacional, são de suma importância no contexto atual.

Nesse sentido, o objetivo desse estudo é avaliar as relações entre preços de soja, farelo e óleo nos mercados interno e externo e entre os preços desses produtos no mercado interno. Mais especificamente, pretende-se estimar as elasticidades de transmissão de preços em cada caso analisado, observando-se o sentido da causalidade de transmissão, sua intensidade e velocidade. Para tanto, serão utilizados dados do primeiro vencimento do contrato futuro da Bolsa de Chicago (CBOT - Chicago Board of Trade) e do Centro de

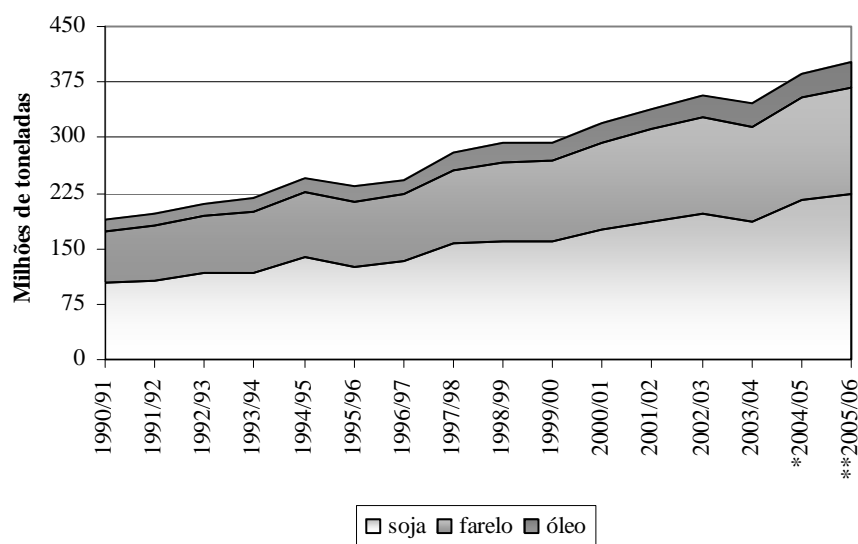
Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/ESALQ/USP), para o período de 2000 a 2004, utilizando-se para a análise as médias semanais dos preços diários.

Com os mercados cada vez mais dinâmicos e informações sobre preços transmitidas com alta velocidade, a periodicidade dos dados é essencial para captar as relações causais entre preços. Assim, embora já existam na literatura nacional alguns estudos de causalidade envolvendo o mercado de soja e seus produtos, estes utilizaram dados com frequência mensal, enquanto no presente trabalho, os dados utilizados têm periodicidade semanal.

Como exemplos de trabalhos cujo objetivo foi analisar o comportamento de preços do complexo soja no Brasil pode-se citar Aguiar (1990), que analisou a formação de preços da soja na indústria brasileira entre 1982 e 1989. O autor determinou o sentido de causalidade através de Granger-Sims e estimou as elasticidades de transmissão de preços. Mafioletti (2000) analisou o processo de formação dos preços do complexo soja tanto entre níveis de mercado (produtor, atacado e varejo) e mercado externo, quanto entre as principais regiões produtoras e consumidoras de soja e derivados no mercado interno, com base no período de 1982 a 1999. O autor determinou o sentido de causalidade, baseado em Granger (1969), e estimou as elasticidades de transmissão de preços. Moraes (2002) analisou o prêmio de exportação da soja em grão no porto de Paranaguá, quanto ao seu mecanismo de formação, padrão sazonal e principais variáveis responsáveis pelas oscilações diárias e mensais e, também, qual contrato futuro da Bolsa de Chicago e prêmio (preço FOB) estão mais relacionados com os preços internos. Foram utilizados testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e testes de causalidade de Granger (1969).

2. O comércio internacional do complexo soja

A produção mundial de soja registrou um aumento de 106,5% nas últimas 15 safras, atingindo 215,3 milhões de toneladas na safra 2004/05 (Figura 1). A produção mundial do farelo de soja foi de 137,9 milhões de toneladas e do óleo foi de 32,3 milhões de toneladas, também representando crescimentos significativos no mesmo período – 98,9% e 104,5%, respectivamente (USDA, 2005).



Fonte: USDA, 2006.

* Preliminar (mar/06); ** previsão (mar/06).

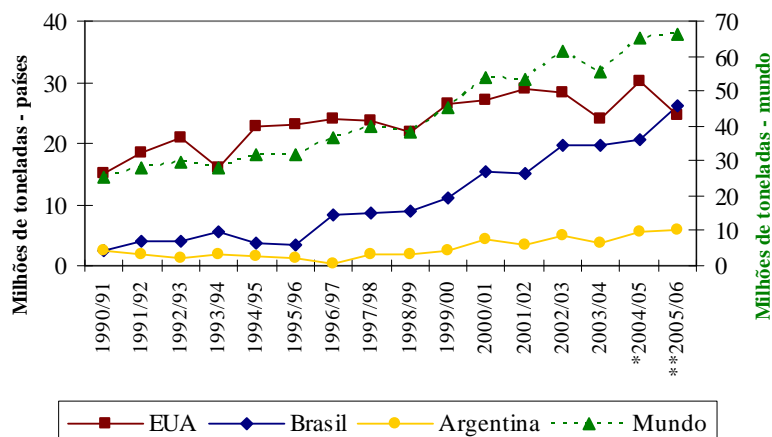
Figura 01 - Evolução da produção mundial de soja, farelo e óleo, em milhões de toneladas – 1990/91 a 2005/06.

Atualmente, a oferta mundial de soja está restrita, basicamente, a três países: Estados Unidos (85 milhões de toneladas), Brasil (53 milhões de toneladas) e Argentina (39 milhões de toneladas). Estes países representam 82,2% da produção mundial do grão (USDA, 2005).

Os Estados Unidos são os maiores consumidores de soja em grão, com 49,4 milhões de toneladas (23,7% do consumo mundial). Além dos Estados Unidos, destacam-se como grandes consumidores China, Brasil, Argentina e União Européia, os quais, juntos com o primeiro, representam 80% do consumo mundial de soja. Os maiores importadores de soja em grão são China, União Européia, Japão e México.

O Brasil também ocupa posição de destaque nas exportações de soja em grão, sendo o segundo maior exportador, com 31,6% das exportações mundiais em 2004/05, e com um significativo crescimento no período analisado – passou de 2,5 milhões de toneladas exportadas na safra 1990/91 para 20,5 milhões de toneladas em 2004/05 (Figura 2). Esse crescimento é mais acentuado a partir de 1996, quando entrou em vigor a Lei Kandir, isentando as exportações de produtos primários e semi-elaborados do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS).

Segundo a previsão do USDA para 2005/06, o Brasil deverá ultrapassar os Estados Unidos quanto ao volume exportado de soja em grão: serão 26,1 milhões de toneladas exportadas pelo Brasil (39,5% das exportações mundiais), e 24,5 milhões de toneladas exportadas pelos Estados Unidos (37,1% das exportações mundiais).



Fonte: USDA, 2006.

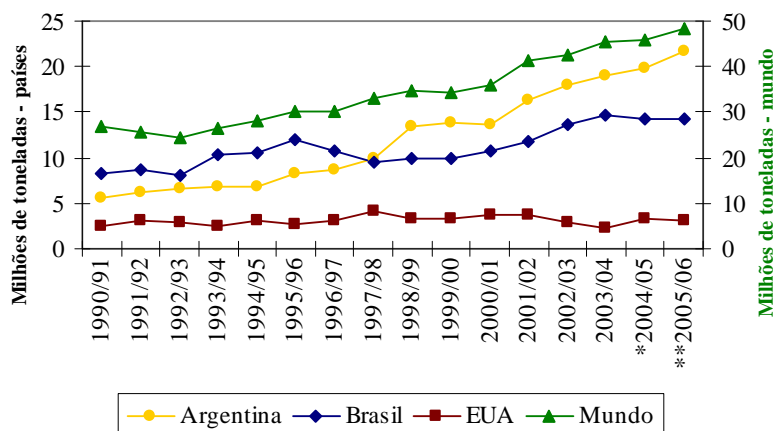
* Preliminar (mar/06); ** previsão (mar/06)

Figura 2 - Evolução das exportações mundiais de soja em grão e dos principais países exportadores, em milhões de toneladas – 1990/91 a 2005/06.

A produção de farelo de soja também é bastante concentrada, sendo que cerca de 75,9% da oferta mundial está restrita a apenas quatro países: Estados Unidos, com 36,9 milhões de toneladas produzidas na safra 2004/05, China (24 milhões de toneladas), Brasil (22,4 milhões de toneladas), e Argentina (21,3 milhões de toneladas).

A União Européia é a maior consumidora do produto, participando com 26,6% do consumo total (32,7 milhões de toneladas), seguida por Estados Unidos (30,4 milhões de toneladas), China (23,5 milhões de toneladas) e Brasil (8,8 milhões de toneladas). No conjunto, esses países representam 69,6% do consumo mundial de farelo de soja. Praticamente a metade das exportações desse produto tem como destino a União Européia (22,1 milhões de toneladas importadas em 2004/05). Com participações menores nas importações mundiais encontram-se Indonésia, Tailândia, Japão, Coréia, Filipinas e Canadá. A China já importou grandes quantidades entre 1995/96 e 1998/99, chegando a importar 4,1 milhões de toneladas de farelo de soja na safra de 1997/98. Com reduções gradativas a partir de então, atualmente importa pequenas quantidades de farelo (70 mil toneladas na safra 2004/05).

Nas exportações mundiais de farelo de soja, destacam-se a Argentina, com previsão de 19,9 milhões de toneladas exportadas em 2004/05 (43,5% das exportações mundiais), Brasil (31,1%) e Estados Unidos (14,6%). Até 1996/97, o Brasil era o maior exportador de farelo de soja, sendo então ultrapassado pela Argentina (Figura 3).



Fonte: USDA, 2006.

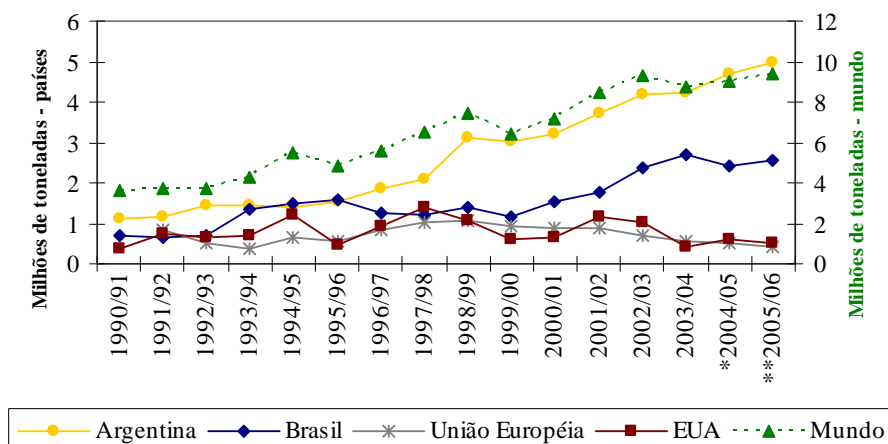
* Preliminar (mar/06); ** previsão (mar/06)

Figura 3 - Evolução das exportações mundiais de farelo de soja e dos principais países exportadores, em milhões de toneladas – 1990/91 a 2005/06.

Os maiores produtores de óleo de soja são os Estados Unidos, com 8,8 milhões de toneladas produzidas na safra 2004/05, o que corresponde a 27,2% da produção mundial. O Brasil é o segundo maior produtor, com 5,6 milhões de toneladas (17,2% da produção mundial), seguido pela China (16,8%) e Argentina (15,6%).

Os Estados Unidos são os maiores consumidores do produto, participando com 24,8% do consumo total (7,9 milhões de toneladas). A China aparece em segundo lugar, com um consumo de 7,2 milhões de toneladas (22,6% do consumo mundial), seguida pelo Brasil (9,7%), Índia (8,9%) e União Européia (6,8%). A maior importadora de óleo de soja é a Índia, com 1,9 milhões toneladas importadas na safra 2004/05, seguida pela China (1,7 milhões de toneladas), e Irã, com 741 mil toneladas.

O Brasil é o segundo maior exportador de óleo de soja, com 2,4 milhões de toneladas exportadas na safra 2004/05, representando 26,6% das exportações mundiais. Apesar das oscilações, as exportações brasileiras de óleo de soja apresentam tendência crescente. A Argentina, com 4,7 milhões de toneladas exportadas em 2004/05, é a maior exportadora de óleo de soja, sendo responsável por mais da metade das exportações mundiais (52,1%). Durante o período analisado na Figura 4, as exportações argentinas cresceram 329,1% e só foram superadas pelas brasileiras em 1994/95 e 1995/96. Os Estados Unidos ocupam o terceiro lugar, com 600 mil toneladas, seguidos pela União Européia, com 514 mil toneladas exportadas em 2004/05.

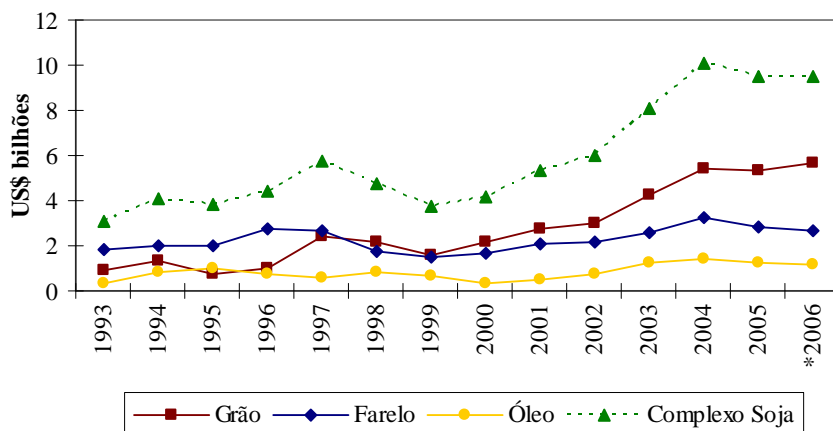


Fonte: USDA, 2006.

* Preliminar (mar/06); ** previsão (mar/06)

Figura 4 - Evolução das exportações mundiais de óleo de soja e dos principais países exportadores, em milhões de toneladas – 1990/91 a 2005/06.

De acordo com os dados da Secex/Abiove, as exportações totais do complexo soja foram crescentes de 1999 a 2004, quando ultrapassaram US\$ 10 bilhões (Figura 5). Em 2005, porém, houve uma queda para US\$ 9,5 bilhões, resultado das perdas ocasionadas com a seca no Rio Grande do Sul, oeste do Paraná e de Santa Catarina. As exportações da soja em grão representam mais da metade das exportações de todo o complexo (56,4%) e, em 2005, atingiram US\$ 5,3 bilhões. Nesse mesmo ano, as exportações do farelo de soja somaram US\$ 2,9 bilhões (30,2% do total), e as do óleo de soja, US\$ 1,3 bilhões (13,4%).



Fonte: Secex/Abiove.

* Previsão (mar/06).

Figura 5 – Evolução das exportações brasileiras do complexo soja, em US\$ bilhões, 1992 – 2006.

3. Metodologia

Com a finalidade de analisar as relações de preços no mercado interno e internacional de soja e seus derivados, foram utilizadas seis séries de dados semanais obtidas a partir das médias de séries diárias de preços. As cotações internas do preço da soja em grão, farelo e óleo referem-se aos indicadores de preços levantados pelo CEPEA/ESALQ/USP. Os preços para o mercado externo desses produtos foram representados pelos valores do primeiro vencimento do contrato futuro negociado na Bolsa de Chicago (CBOT).

O período considerado na análise foi de janeiro de 2000 a dezembro de 2004, totalizando 261 observações. Os valores foram transformados em logaritmos neperianos e os testes econométricos foram realizados utilizando-se o software RATS (*Regression Analysis of Time Series*).

3.1 Teste de raiz unitária

Para verificar a estacionariedade das séries temporais neste estudo, foi utilizado o teste denominado Dickey-Fuller Aumentado (DFA), desenvolvido por Fuller (1976) e de Dickey & Fuller (1979 e 1981), seguindo-se a seqüência sugerida por Enders (1995).

O teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) é utilizado para verificar a ordem de integração de uma série temporal Y_t , detectando ou não a existência de raiz unitária através do seguinte modelo de regressão:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho Y_{t-1} + e_t \quad \text{ou} \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma Y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

na qual t é uma tendência determinista, e_t um termo aleatório e $\gamma = \rho - 1$.

A diferença entre o teste DF e o DFA é que, neste último, incorpora-se na regressão (1) valores defasados da variável dependente (Y_t) a fim de se eliminar problemas de autocorrelação entre os termos de erro. De acordo com Gujarati (2000), a estatística do teste DFA, a qual será descrita posteriormente, tem a mesma distribuição assintótica que a estatística DF, e os mesmos valores críticos podem ser usados.

Utilizando a metodologia proposta por Enders (1995) para definir a inclusão de constante e/ou de tendência determinista (t), estima-se seqüencialmente as equações (2) a (4), sob a hipótese nula $\gamma = 0$.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (4)$$

É importante notar que $m = p-1$, onde p corresponde à ordem do modelo autorregressivo ajustado com a série original.

Em (2) e (3), quando houver significância nas estimativas referentes aos coeficientes da constante e tendência, deve-se avaliar $\delta=0$ usando distribuição normal, ou seja, pelo valores do teste t de Student. Caso contrário, deve-se usar as estatísticas τ 's. As estatísticas $\tau_{\beta\tau}$ e $\tau_{\alpha\mu}$ são utilizadas para avaliar a significância do coeficiente de tendência em (2) e de constante em (3), respectivamente. Deve-se notar que nos casos de não rejeição da hipótese de raiz unitária são realizadas novas diferenças dos dados até a obtenção de resultado representativo de estacionariedade. Os valores críticos para essas estatísticas podem ser encontrados em Dickey e Fuller (1981).

No caso das séries utilizadas não serem $I(0)$ e serem integradas de mesma ordem, é necessário testar a co-integração entre elas. O conceito de co-integração está relacionado à existência de relação de longo prazo entre as variáveis. Conforme proposto por Engle e Granger (1987), dada a equação (5), obtém-se a série dos desvios estimados (e_t). Esta série é utilizada para estimar a equação (6), sob a hipótese nula $\lambda_1=0$.

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 X_t + e_t \quad \text{ou} \quad e_t = Y_t - \theta_0 - \theta_1 X_t \quad (5)$$

$$\Delta \hat{e}_t = \lambda_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Com base nos valores críticos tabulados por Engler e Granger (1987), avalia-se se a série de resíduos possui raiz unitária. Se não for possível rejeitar a hipótese nula, não se pode rejeitar a hipótese de que as variáveis não são co-integradas.

Se for constatada a co-integração entre as variáveis relacionadas a um modelo de transmissão de preços, eles devem incluir um termo de correção de erro representado pelo resíduo estimado pela equação (5) defasado de um período.

Os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), representados pelas equações (7) e (8), foram utilizados para se determinar o número m de defasagens auto-regressivas a se considerar no teste de raiz unitária e em outros procedimentos econométricos propostos no estudo. A ordem do modelo que apresentar menor valor para esses critérios determina o número de defasagens a ser utilizado. Nestas equações, σ^2 é a soma dos quadrados dos resíduos estimados do processo auto-regressivo de ordem p e N é o número de observações. O teste Q de Ljung Box indicará a existência ou não de autocorrelação serial, auxiliando na determinação do valor de p .

$$AIC = \ln \sigma^2 + \frac{2}{N} \quad (7)$$

$$SC = \ln \sigma^2 + \frac{\ln N}{N} \quad (8)$$

3.2 Sistemática adotada para especificar os modelos para a análise de transmissão de preços

Por meio dos resultados obtidos utilizando os critérios de Akaike (AIC) e Scharwz (SC), nos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e nas funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, estimam-se os modelos ARMA para cada uma das variáveis e obtêm-se as séries de resíduos de cada regressão.

Para cada par de variáveis cujas relações são estudadas é calculada a função de correlação cruzada (FCC) entre as séries de resíduos obtidas. A metodologia de séries temporais indica que a função de correlação cruzada deve ser obtida com as séries pré-filtradas de forma a se eliminar comportamento auto-regressivo das séries, que poderia se traduzir em relações espúrias. A ocorrência de valores significativos na FCC indica a existência de causalidade entre as variáveis, assim como em quais sentidos ocorre.

A função de correlação cruzada entre uma variável explicativa X_t e uma dependente Y_t mede a correlação entre as séries em diferentes períodos do tempo e é uma importante ferramenta analítica para a identificação de modelos de função de transferência. Em (9), γ_{xy} é a função de covariância cruzada de X_t e Y_t , e em (10), ρ_{xy} é a função de correlação cruzada de X_t e Y_t . Em ambas, tem-se $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$; sendo que μ_x e μ_y são as médias e σ_x e σ_y os desvios-padrão das séries estacionárias X_t e Y_t .

$$\gamma_{xy}(k) = E[(X_t - \mu_x)(Y_{t-k} - \mu_y)] \quad (9)$$

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (10)$$

Valores positivos para k denotam períodos passados (*lags*) e valores negativos correspondem a períodos futuros (*leads*). Se Y_t no período presente é influenciada por X_{t+2} , $\gamma_{xy}(2)$ será diferente de zero. Observa-se que $\gamma_{xy}(-k) = \gamma_{yx}(k)$. As covariâncias cruzadas não são apenas medidas da extensão da relação entre as variáveis, mas da direção em que ocorre a relação. A função de correlação cruzada $\rho_{xy}(k)$ não é simétrica, sendo calculada tanto para valores positivos como para negativos de k . As correlações significativas para cada valor de $k > 0$ indicam que Y_t é o preditor de X_t , ocorrendo o inverso se forem observados valores significativos para correlações significativas para valores de $k < 0$.

Para as amostras de duas séries independentes de ruído branco, o desvio-padrão aproximado para a correlação cruzada é dado pela fórmula (11).

$$DP[r_{xy}(k)] = \frac{1}{\sqrt{N}} \quad (11)$$

Considerando como válido um intervalo de confiança de 95% na distribuição t , consideram-se significativos os valores da correlação cruzada que atenderem a condição expressa em (12).

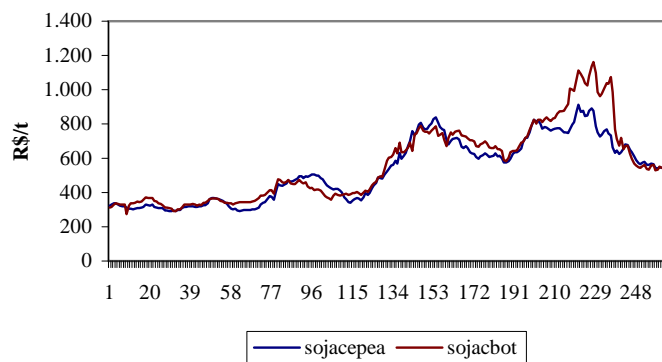
$$|r_{xy}(k)| \geq \frac{1,96}{\sqrt{N}} \quad (12)$$

Uma vez determinado o sentido das relações causais entre as variáveis, define-se a estrutura dos modelos de transmissão de preços, sendo que o número de variáveis defasadas a serem incluídas como explicativas nesses modelos é determinado pela ordem da defasagem mais distante da contemporânea com valor significativo na FCC.

Os modelos de transmissão de preços foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Como nos modelos utilizam-se os valores das variáveis convertidos nos seus logaritmos, os coeficientes estimados correspondem às elasticidades de transmissão entre os preços.

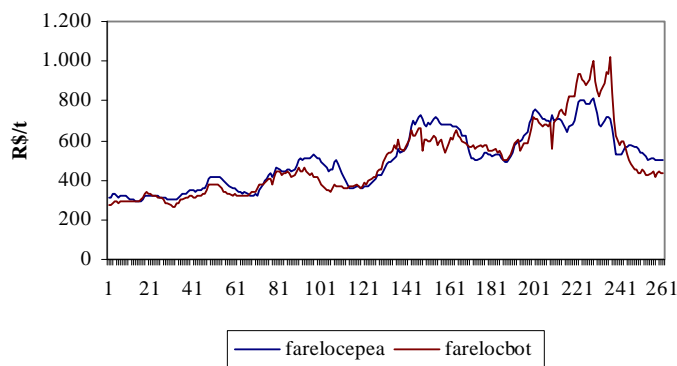
4. Resultados e Discussão

As Figuras 6 a 11 mostram a evolução das médias semanais das seis séries analisadas no presente trabalho – preços no mercado interno e externo de soja em grão, farelo e óleo, denominadas sojacepea, sojacbot, farelocepea, farelocbot, oleocepea e oleocbot. Cada figura a seguir apresenta a relação entre duas destas séries, totalizando seis relações de preços a serem estudadas: preços interno e externo de soja em grão, preços interno e externo de farelo de soja, preços interno e externo de óleo de soja, preços internos de soja em grão e de farelo de soja, preços internos de soja em grão e de óleo de soja, preços internos de farelo de soja e de óleo de soja.



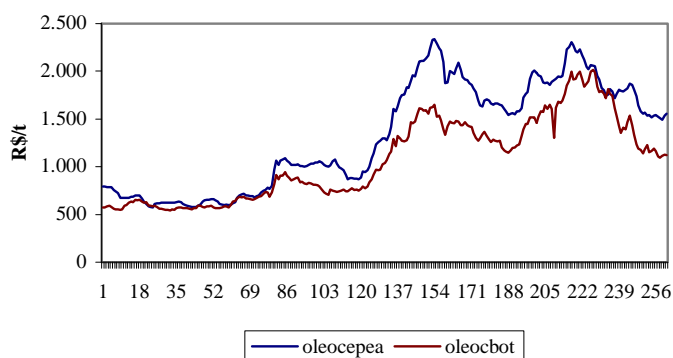
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 6 - Evolução da média semanal dos preços interno e externo de soja em grão.



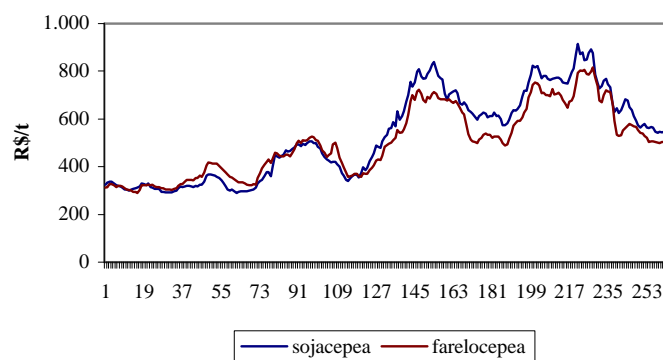
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 7 - Evolução da média semanal dos preços interno e externo de farelo de soja.



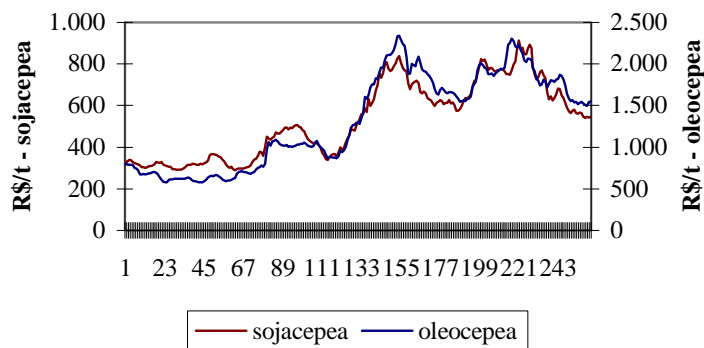
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 8 - Evolução da média semanal dos preços interno e externo de óleo de soja.



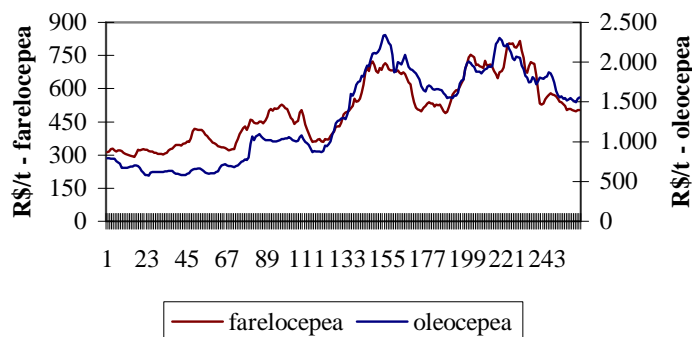
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 9 - Evolução da média semanal dos preços internos de soja em grão e de farelo de soja.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 10 - Evolução da média semanal dos preços internos de soja em grão e de óleo de soja.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 11 - Evolução da média semanal dos preços internos de farelo de soja e de óleo de soja.

4.1 Testes de raiz unitária, co-integração e causalidade

Os resultados dos testes de Akaike (AIC) e Schwarz (SC) indicaram que as séries de preços do grão, do farelo e do óleo no mercado interno são descritas por um processo auto-regressivo de ordem dois. No mercado externo, observou-se que a série de preços do grão é descrita por um processo auto-regressivo de ordem dez, enquanto as séries de preços de farelo e óleo possuem uma defasagem. Os resultados do teste de raiz unitária indicam que todas as variáveis são $I(1)$, isto é, integradas de ordem um, tornando-se estacionárias após a primeira diferença.

Como todas as variáveis analisadas são integradas de mesma ordem, $I(1)$, foram realizados testes de co-integração de Engle & Granger (AEG) com os resíduos de doze modelos de regressão linear simples. Os resultados indicaram relações de longo prazo para todos os pares de séries estudados, exceto para as relações entre soja e farelo no mercado interno (nível de 5% de significância).

Para cada par de variáveis cujas relações foram estudadas calculou-se a função de correlação cruzada (FCC) entre as séries de resíduos obtidas com as séries pré-filtradas. De acordo com a Tabela 1, a correlação cruzada entre os preços externo e interno de soja em grão mostrou-se significativa para valor zero de k (relação contemporânea) e valor positivo de k com uma defasagem, indicando relação causal do preço interno para o externo e variações transmitidas com uma semana de defasagem. A correlação cruzada entre os preços externo e interno do farelo de soja mostrou-se significativa para valor zero de k (relação contemporânea), valor negativo de k com uma defasagem e valores positivos de k com uma e três defasagens, indicando uma relação bicausal. A correlação cruzada entre os preços externo e interno do óleo mostrou-se significativa para valor zero de k (relação contemporânea) e para valores negativos de k com uma e quatro defasagens.

Tabela 1 – Correlação cruzada entre séries de resíduos dos preços externos (X_t) e internos (Y_{t-k}) para o grão, farelo e óleo.

Valores de k (em número de semanas)	Preço externo e interno do grão	Preço externo e interno do farelo	Preço externo e interno do óleo
-4	-0,0371799	0,0397844	0,1031481 *
-3	-0,0517022	-0,1269265	-0,0201419
-2	0,0029526	-0,0836416	0,0065932
-1	0,0005226	0,1974917 **	0,1473742 **
0	0,5730248 **	0,4429783 **	0,5340872 **
1	0,1254629 **	0,1608817 **	0,0044314
2	0,0523235	-0,0173403	0,0508460
3	0,0515080	0,1249414 **	0,0109136
4	0,0110860	-0,0316995	0,0380673

** Significativos ao nível de 5% de significância os valores acima de 0,121321 ($1,96/\sqrt{n}$), sendo n o número de observações da amostra.

* Significativos ao nível de 10% de significância os valores acima de 0,102132 ($1,65/\sqrt{n}$).

De acordo com a Tabela 2, a correlação cruzada entre preços internos de soja em grão e de farelo de soja mostrou-se significativa para valor zero de k (relação contemporânea), valor negativo de k com uma defasagem e valor positivo de k com três defasagens (relação bicausal). A correlação cruzada entre preços internos de soja em grão e de óleo de soja mostrou-se significativa para valor zero de k (relação contemporânea) e valor negativo de k com uma defasagem (relação causal). A correlação cruzada entre preços internos de farelo de soja e de óleo de soja mostrou-se significativa apenas para valor zero de k (relação contemporânea).

Tabela 2 – Correlação cruzada entre séries de resíduos dos preços no mercado interno.

Valores de k (em número de semanas)	Preços internos do grão e do farelo	Preços internos do grão e do óleo	Preços internos do farelo e do óleo
-4	0,0319126	0,0570199	0,0930667
-3	0,0431174	0,0216160	-0,0059306
-2	0,0258263	-0,0127209	0,0066850
-1	0,1622973 **	0,1194124 *	0,0101807
0	0,6311456 **	0,5333488 **	0,3766824 **
1	0,0217738	-0,0854292	-0,0388198
2	-0,0598683	0,0810007	0,0245408
3	0,1365445 **	0,0043954	0,0059314
4	0,0366847	0,0994117	-0,0030871

** Significativos ao nível de 5% de significância os valores acima de 0,121321 ($1,96/\sqrt{n}$), sendo n o número de observações da amostra.

* Significativos ao nível de 10% de significância os valores acima de 0,102132 ($1,65/\sqrt{n}$).

4.2 Elasticidades de transmissão de preços

As Tabelas 3 a 14 apresentam as elasticidades de transmissão de preços para as diversas relações analisadas. Em todos os casos, exceto para as relações entre soja e farelo no mercado interno, dois modelos foram considerados, sendo que o segundo inclui um mecanismo de correção de erro, conforme o teste de co-integração revelou ser necessário.

A Tabela 3 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado de soja em grão, considerando como variável dependente o preço do mercado interno. Considerando os dois modelos, a variação do preço de soja em grão no mercado interno (período t) pode ser prevista como sendo da ordem de 0,408% a 0,419% da variação de 1% no preço da soja em grão no mercado externo. Foram incluídas defasagens da variável dependente como variáveis explicativas, visando minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (indicada pelo teste Q).

Tabela 3 - Elasticidade de transmissão entre preços interno e externo soja em grão - Variável dependente: preço interno de soja em grão

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,000	0,750	0,000	0,806
Preço externo do grão	0,408	0,000*	0,419	0,000*
Resíduo			-0,049	0,003
	Teste Q - 0,66		Teste Q - 0,79	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 4 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado de soja em grão, considerando como variável dependente o preço do mercado externo. Apesar do teste de causalidade apontar relação causal do preço interno para o externo, com variações transmitidas com uma semana de defasagem, esta não se mostrou estatisticamente significativa (até 10% de probabilidade) no modelo de transmissão. Considerando os dois modelos, a variação do preço da soja em grão no mercado externo (período t) pode ser prevista como sendo da ordem de 0,725% a 0,734% da variação de 1% no preço da soja em grão no mercado interno (período t).

Tabela 4 - Elasticidade de transmissão entre preços interno e externo soja em grão - Variável dependente: preço externo de soja em grão

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,000	0,753	0,000	0,907
Preço interno do grão	0,725	0,000*	0,734	0,000*
Resíduo			-0,056	0,000
	Teste Q - 0,92		Teste Q - 0,66	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 5 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado de farelo de soja, considerando como variável dependente o preço do mercado interno. A variação de 1% no preço externo de farelo de soja (período t) provoca variações de 0,283%

a 0,285% (período t) e de 0,141% a 0,159% (período t+1) no preço interno do farelo. Assim, estima-se que, no total (considerando o modelo com correção de erro), 39,9% das variações de preços no mercado externo são captadas pelo mercado interno de farelo. A primeira defasagem da variável dependente foi incluída como variável explicativa no modelo, visando minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (indicada pelo teste Q).

Tabela 5 - Elasticidade de transmissão entre preços interno e externo de farelo de soja - Variável dependente: preço interno de farelo de soja

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,000	0,764	0,000	0,763
Preço externo do farelo	0,283	0,000*	0,285	0,000*
Preço externo do farelo (t-1)	0,159	0,000*	0,141	0,000*
Resíduo			-0,035	0,012*
	Teste Q - 0,52		Teste Q - 0,40	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 6 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado de farelo de soja, considerando como variável dependente o preço do mercado externo. Apesar do teste de causalidade apontar relação causal do preço interno para o externo, com variações transmitidas com até três semanas de defasagem, estas não se mostraram estatisticamente significativas (até 10% de probabilidade) no modelo de transmissão. Assim, considerando os dois modelos, a variação do preço do farelo de soja no mercado externo (período t) pode ser prevista como sendo da ordem de 0,885% a 0,889% da variação de 1% no preço do farelo de soja no mercado interno (período t). Foram incluídas no modelo defasagens da variável dependente para minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (indicada pelo teste Q).

Tabela 6 - Elasticidade de transmissão entre preços interno e externo de farelo de soja - Variável dependente: preço externo de farelo de soja

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,000	0,846	0,000	0,789
Preço interno do farelo	0,885	0,000*	0,889	0,000*
Resíduo			-0,050	0,033*
	Teste Q - 0,53		Teste Q - 0,21	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 7 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado de óleo de soja, considerando como variável dependente o preço do mercado interno. Considerando o modelo com correção de erro, no total 61,8% das variações de preços no mercado externo são captadas pelo mercado interno de óleo de soja, sendo que essa transmissão ocorre até com quatro semanas de defasagem. Foram incluídas no modelo defasagens da variável dependente para minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (teste Q).

Tabela 7 – Elasticidade de transmissão entre preços interno e externo de óleo de soja - Variável dependente: preço interno do óleo de soja

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,000	0,879	0,000	0,907
Preço externo do óleo	0,381	0,000*	0,389	0,000*
Preço externo do óleo (t-1)	0,147	0,001*	0,121	0,007*
Preço externo do óleo (t-2)	-0,009	0,831	-0,023	0,575
Preço externo do óleo (t-3)	0,016	0,663	0,008	0,821
Preço externo do óleo (t-3)	0,114	0,002*	0,108	0,004*
Resíduo			-0,038	0,011*
	Teste Q – 0,65		Teste Q – 0,72	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 8 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado de óleo de soja, considerando como variável dependente o preço do mercado externo. Considerando os dois modelos, a variação do preço do óleo de soja no mercado externo (período t) pode ser prevista como sendo da ordem de 0,723% a 0,743% da variação de 1% no preço do óleo de soja no mercado interno (período t).

Tabela 8 – Elasticidade de transmissão entre preços interno e externo de óleo de soja - Variável dependente: preço externo do óleo de soja

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,001	0,804	0,001	0,735
Preço interno do óleo	0,723	0,000*	0,743	0,000*
Resíduo			-0,064	0,010*
	Teste Q – 0,53		Teste Q – 0,51	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 9 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado interno, considerando-se a relação entre soja em grão e farelo de soja (variável dependente). O modelo considerado indica que a variação de 1% no preço da soja em grão (período t) provoca variações de 0,577% (período t) e 0,138% (período t+1) no preço do farelo de soja. Assim, estima-se que, no total, 71,5% das variações de preços da soja em grão são captadas pelo mercado de farelo. Foram incluídas no modelo defasagens da variável dependente para minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (teste Q).

Tabela 9 – Elasticidade de transmissão entre preços internos de soja em grão e farelo de soja - Variável dependente: preço interno do farelo de soja

Variável	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,000	0,939
Preço interno do grão	0,577	0,000*
Preço interno do grão (t-1)	0,138	0,012*
Teste Q – 0,22		

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 10 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado interno, considerando-se a relação entre soja em grão (variável dependente) e farelo de soja. O modelo considerado aponta que as variações de preços são transmitidas com até três semanas de defasagem e estima-se que, no total, 76% das variações de preços do farelo de soja são captadas pelo mercado de soja em grão. Foram incluídas no modelo defasagens da variável dependente para minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (teste Q).

Tabela 10 – Elasticidade de transmissão entre preços internos de soja em grão e farelo de soja - Variável dependente: preço interno da soja em grão

Variável	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,001	0,527
Preço interno do farelo	0,793	0,000*
Preço interno do farelo (t-1)	-0,196	0,011*
Preço interno do farelo (t-2)	-0,110	0,153
Preço interno do farelo (t-3)	0,163	0,029*

Teste Q – 0,39

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 11 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado interno, considerando-se a relação entre soja em grão e óleo de soja (variável dependente). Apesar de apontada pelo teste de causalidade, a primeira defasagem do preço da soja em grão não se mostrou estatisticamente significativa até 10% de probabilidade e foi excluída do modelo. Assim, considerando os modelos, a variação do preço do óleo de soja (período t) pode ser prevista como sendo da ordem de 0,497% a 0,504% da variação de 1% no preço da soja em grão. Foram incluídas no modelo defasagens da variável dependente para minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (teste Q).

Tabela 11 – Elasticidade de transmissão entre preços internos de soja em grão e de óleo de soja - Variável dependente: preço interno do óleo de soja

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,001	0,527	0,001	0,559
Preço interno do grão	0,497	0,000*	0,504	0,000*
Resíduo (t-1)			-0,038	0,010*
	Teste Q – 0,44		Teste Q – 0,52	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 12 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado interno, considerando-se a relação entre soja em grão (variável dependente) e óleo de soja. A variação do preço da soja (período t) pode ser prevista como sendo da ordem de 0,507% a 0,512 da variação de 1% no preço do óleo de soja (período t). Foi incluída no modelo uma defasagem da variável dependente para minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (teste Q).

Tabela 12 – Elasticidade de transmissão entre preços internos de soja em grão e de óleo de soja - Variável dependente: preço interno da soja em grão

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,000	0,828	0,000	0,826
Preço interno do óleo	0,507	0,000*	0,512	0,000*
Resíduo			-0,061	0,004*
	Teste Q – 0,61		Teste Q – 0,57	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 13 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado interno, considerando-se a relação entre farelo de soja e óleo de soja (variável dependente). A variação do preço do óleo de soja (período t) pode ser prevista como sendo da ordem de 0,296% a 0,304% da variação de 1% no preço do farelo de soja. Foi incluída no modelo uma defasagem da variável dependente para minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (teste Q).

Tabela 13 – Elasticidade de transmissão entre preços internos de farelo e óleo de soja - Variável dependente: preço interno do óleo de soja

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,001	0,518	0,001	0,535
Preço interno do farelo	0,296	0,000*	0,304	0,000*
Resíduo			-0,017	0,081*
	Teste Q – 0,49		Teste Q – 0,58	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

A Tabela 14 apresenta as elasticidades de transmissão de preços para o mercado interno, considerando-se a relação entre óleo de soja e farelo de soja (variável dependente). Considerando os dois modelos, a variação do preço do farelo de soja (período t) pode ser prevista como sendo da ordem de 0,275% a 0,278% da variação de 1% no preço do óleo de soja. Foi incluída no modelo uma defasagem da variável dependente para minimizar os problemas causados pela autocorrelação de resíduos (teste Q).

Tabela 14 – Elasticidade de transmissão entre preços internos de farelo e óleo de soja - Variável dependente: preço interno do farelo de soja

Variável	Sem termo de correção de erro		Com termo de correção de erro	
	Coefficiente	Nível de significância	Coefficiente	Nível de significância
Constante	0,000	0,891	0,000	0,878
Preço interno do óleo	0,275	0,000*	0,278	0,000*
Resíduo			-0,053	0,000*
	Teste Q – 0,80		Teste Q – 0,94	

* Significativos ao nível de 10% de significância.

5. Conclusões

Este trabalho analisou as relações entre preços de soja, farelo e óleo nos mercados interno e externo e entre os preços desses produtos no mercado interno. Mais especificamente, buscou-se estimar as elasticidades de transmissão de preços em cada caso analisado, observando-se o sentido da causalidade de transmissão e sua intensidade.

No estudo do panorama do complexo soja ficou evidente a grande importância que este exerce na economia e no agronegócio brasileiros. A sojicultura representa o mais alto valor da produção dentre as lavouras nacionais e o complexo soja é o setor que mais contribui para a balança comercial do agronegócio. As exportações desse complexo são crescentes desde 1999, sendo o país o segundo maior exportador de grão, farelo e óleo.

O período considerado na presente análise foi de 2000 a 2004, totalizando 261 observações (médias semanais das séries diárias de preços). O teste de raiz unitária indicou a necessidade de se trabalhar com as séries diferenciadas, já que todas as variáveis são integradas de ordem um $[I(1)]$, isto é, tornam-se estacionárias após a primeira diferença. Os testes de co-integração indicaram relações de longo prazo estatisticamente significativas entre todos os pares de preços estudados, exceto para as relações entre soja e farelo no mercado interno.

Em termos gerais, os resultados das relações entre os mercados interno e internacional podem ser apresentados da seguinte forma:

- i) soja em grão – foram observadas fortes relações contemporâneas, porém não se observou relação causal entre os mercados;
- ii) farelo e óleo de soja - os resultados apontaram relações causais entre os mercados interno e externo, sendo que as variações nos preços internos são antecipadas pelas variações nos preços externos e as transmissões ocorrem com até quatro semanas de defasagem.

Para as relações no mercado interno, os resultados encontrados foram os seguintes:

- i) relações bicausais entre a soja em grão e o farelo de soja, sendo que as variações nos preços desses mercados são transmitidas com até três semanas de defasagem;
- ii) relações contemporâneas significativas entre os preços de soja e farelo e de farelo e óleo.

Conclui-se que, para o período analisado, as variações, tanto entre os mercados interno e externo quanto entre os produtos do mercado interno, são rapidamente transmitidas (até quatro semanas de defasagem).

De modo geral, a utilização de dados semanais e não mensais, como outros estudos existentes na literatura, foi crucial para se conseguir captar a alta velocidade da transmissão de preços no complexo soja. Porém, o fato de se trabalhar com dados semanais e não diários pode ter sido responsável pela não identificação de causalidade do mercado externo para o mercado interno da soja em grão, como seria esperado. Esta transmissão pode ser tão rápida que somente um trabalho que utilize séries de preços com periodicidade diária poderia captar. Nesse sentido, sugere-se como pesquisa futura a utilização de preços diários, a qual poderá constatar transmissões de preços ainda mais rápidas, coerentes com a realidade de um mercado cada vez mais dinâmico.

Bibliografia

- AGUIAR, D.R.D. Formação de preços na Indústria Brasileira de Soja 1982/89. Piracicaba, 1990. 140p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS – ABIOVE. **Estatísticas do Complexo soja**. <<http://www.abiove.com.br>>. Acesso em: 16 mar. 2006.
- BACCHI, M.R.P. Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais. Piracicaba, 1994. 172p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- BURNQUIST, H.L. A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercados agrícolas. Piracicaba, 1986. 83p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Indicadores de preços**. <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso 30 mar. 2005.
- CHICAGO BOARD OF TRADE – CBOT. <<http://www.cbot.com>> Acesso em: 30 mar. 2005.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 16 mar. 2006.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimative for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, n.74, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 94, n. 4, 1981.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-76, 1987.
- FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiler, 1976.
- GRANGER, C.W.J. Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v.37, n.3, p.424-438, 1969.
- GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA- IBGE. **Censo Agropecuário**. <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 jun. 2005.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA- IBGE. **Produção Agrícola Municipal**. <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 jun. 2005.
- JUDGE, G. G.; HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E. **Econometria**. 2 ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 471p.
- MAFIOLETTI, R.L. Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90. Piracicaba, 2000. 95p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- MORAES, M. de. Prêmio de exportação da soja brasileira. Piracicaba, 2002. 90p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. <<http://www.usda.gov>>. Acesso em: 16 mar. 2006.