



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.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA SOJA ENTRE OS MERCADOS EXTERNO E INTERNO: UMA ABORDAGEM PARA A REGIÃO DE MARINGÁ.

JULYERME MATHEUS TONIN; SILVIO SILVESTRE BARCZSZ;

UFMS

CAMPO GRANDE - MS - BRASIL

jumateusnin@hotmail.com

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA SOJA ENTRE OS MERCADOS EXTERNO E INTERNO: UMA ABORDAGEM PARA A REGIÃO DE MARINGÁ.

Grupo de Pesquisa: 1- Comercialização, Mercados e Preços

Resumo

Esse artigo buscou analisar a relação de preços entre o mercado interno, especificamente a região de Maringá e o mercado externo da soja no período de julho de 1994 a dezembro de 2007. A teoria que embasa o trabalho é a Lei do Preço Único. Em se tratando de preços nos mercados interno e externo, deve-se verificar se tais preços são altamente relacionados, o que significa que são bons indicadores e podem ser considerados como referências seguras na tomada de decisão dos agentes, além de observar sua causalidade e sentido. Para tanto, foram realizados os testes de estacionariedade, causalidade de Granger e de co-integração. O teste de Granger sugere que há relação bidirecional entre as séries de preço analisadas, observou-se também a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, que foi verificada através da co-integração entre os dois preços, corroborando com o que diz a Lei do Preço Único. Por meio do mecanismo de correção de erros, constatou-se que as mudanças de curto prazo nos preços externos se refletem lentamente nos preços ao produtor doméstico. A rapidez na transmissão e a grande magnitude da relação entre os preços da região de Maringá e da CBOT indicam que a bolsa internacional pode ser considerada uma boa referência para os preços domésticos e vice-versa.

Palavras-chaves: transmissão de preço, causalidade, co-integração, Maringá

Abstract



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



This article aims to examine the relationship between soybean price in the internal market, specifically the Maringá Area and the external market. The data was period of July, 1994 to December, 2007. The theory that bases the work is the Law of the Only Price. In if treating of prices in the markets intern and external it should be verified such prices are highly related, what means that they are good indicators and they can be considered as safe references for the agents to make decision, besides observing his causality and direction. For so much, they were made the estacionariedade tests, Granger causality and co-integration. The test of Granger suggests that there is bi-directional relationship among the price series analyzed, it was also observed the existence of a relationship of long term between variables, it was also verified through the co-integration among the two prices, corroborating what says the Law of the Only Price. Through the mechanism of correction of mistakes, it was verified that the changes of short period in the external prices are reflected slowly in the prices to the producer. The speed in the transmission and the great magnitude of the relationship among the prices of the Maringá Area and of CBOT they indicate that the international stock exchange can be considered a good reference for the domestic prices.

Key Words: price transmission, causality, co-integration, Maringá



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



1. INTRODUÇÃO

O mercado agrícola, diferente do que ocorre no mercado de bens industriais, caracteriza-se por apresentar um elevado grau de instabilidade, devido a grande amplitude de variação dos preços de seus produtos. De acordo com Barros e Martines Filho (1987) enquanto no mercado de bens industriais, os choques ocorrem principalmente em razão de problemas relacionados com o lado da demanda, no caso dos produtos agrícolas, esses choques assumem um caráter bem mais complexo, podendo afetar os preços tanto pelo lado da oferta quanto pelo lado da demanda. Pelo lado da oferta, tem-se a manifestação de variações de efeitos climáticos, como geada e excesso de chuvas, ou através do aparecimento de doenças e ataques de pragas, etc., e pelo lado da demanda, via modificações nos instrumentos de política econômica, os quais são capazes de alterar níveis de renda, hábitos de consumo, entre outros.

A Figura 1 apresenta a evolução dos preços médios mensais da saca de 60 quilos de soja em dólar da região de Maringá (preço avista) e da CBOT – *Chicago Board Of Trade* (preço futuro).

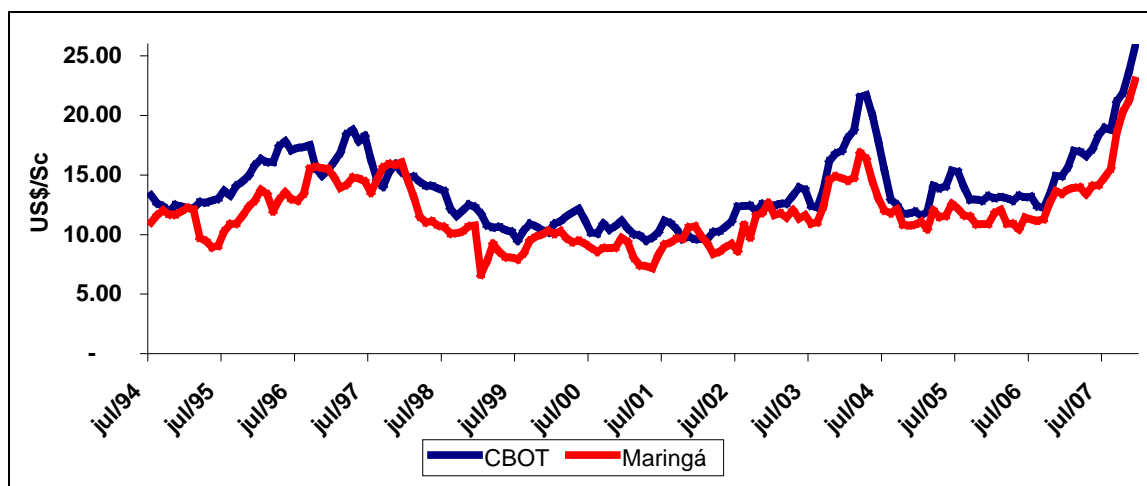


Figura 1 - Evolução mensal dos preços da soja em Maringá e na CBOT – Chicago Board Of Trade

Fonte: Elaborado pelos autores com base na COCAMAR preços de Maringá e FGVDADOS para CBOT, 2008.

Observa-se na Figura 1 as oscilações de preços em Maringá e na CBOT, sobretudo os picos no começo de 2004 e final do ano de 2007. Observa-se em poucas ocasiões como em meados de 1998 e final do ano de 2001, o preço no mercado físico de Maringá superou o preço internacional, indicando que houve um deslocamento do preço a vista local da bolsa de CBOT, nos demais período o preço doméstico ficou abaixo do preço externo. Dessa forma, a relação entre preços nos mercados interno e externo pode ser utilizada como uma referência segura na tomada de decisão dos agentes, além de observar sua causalidade e sentido.

A cultura foi escolhida pois sua cadeia produtiva é de suma importância para o Brasil, pois além da geração de divisas é um importante insumo em outras cadeias



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



produtivas brasileira, principalmente na alimentação animal. Segundo a ABIOVE (2008) em 2007, as exportações do complexo totalizaram US\$ 11,32 bilhões, o equivalente a 22,7% do saldo positivo da balança comercial do País. Além disso, de acordo com a CONAB (2008) a soja destaca-se como a principal cultura explorada no mercado interno, com uma produção estimada em 59,6 milhões de toneladas, responde por 42,78% da produção brasileira de grãos na safra 2007/08. Em nível mundial, o País já é o segundo maior produtor, atrás apenas dos Estados Unidos que é o maior produtor mundial desta *commodity*.

No Paraná, a situação não é diferente, o estado se configura como o segundo maior produtor nacional, ficando atrás de Mato Grosso, sendo o porto de Paranaguá o principal canal de escoamento deste produto para o mercado externo. A região de Maringá¹ foi escolhida por se configurar como uma região ímpar, singular. Apresenta uma vasta diversidade quanto à tecnologia empregada e quanto ao tamanho das propriedades, apresentando uma forte participação do cooperativismo.

Dentre os estudos acerca desse grão destaca-se o descrito por Pino e Rocha (1994), que estudaram a transmissão das cotações na *Chicago Board of Trade* (CBOT) para os preços do grão em nível de produto e indústria no Brasil. Eles concluíram que os preços domésticos desse grão são fortemente influenciados pelas variações na CBOT, determinando assim, a quantidade ofertada da *commodity* no país. Margarido et al. (2001), ampliaram o campo de estudo acerca do complexo soja e mensuraram a elasticidade de transmissão de preços envolvendo a CBOT, os preços praticados no porto de Rotterdam, e os preços domésticos no Brasil e na Argentina.

De maneira geral, o presente estudo questiona se as oscilações nos preços mundiais da soja irão repercutir nos preços internos recebidos pelos produtores da região de Maringá e qual é a velocidade de transmissão entre estes preços. Especificamente, procurou-se verificar: a) a relação de causalidade; e b) o grau de integração entre os mercados de soja na região de Maringá com a CBOT nos Estados Unidos.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O trabalho está organizado em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 apresenta-se a visão geral sobre a lei do preço único. Na seção 3 apresenta-se o referencial analítico empregado para testar a direção de causalidade entre os preços (externos e internos). Na seção 4 estão os resultados encontrados e uma discussão pertinente a este respeito. A última seção destina-se às considerações finais.

2.1 - A lei do preço único

¹ A região de Maringá, analisada nesse estudo, refere-se a área de abrangência da Cooperativa Agroindustrial de Maringá, composta pelos seguintes municípios: Altônia, Apucarana, Atalaia, Cianorte, Cruzeiro do Oeste, Douradina, Dr. Camargo, Floraí, Floresta, Icaraíma, Iporã, Ivatuba, Japurá, Jussara, Maringá, Nova Esperança, Ourizona, Paiçandu, Paraíso do Norte, Paranacity, Paranaipoema, Paranaíba, São Jorge do Ivaí, São Jorge do Patrocínio, Tapira, Terra Boa, Tuneiras do Oeste e Umuarama.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

O referencial teórico deste trabalho fundamenta-se no modelo desenvolvido por Mundlak e Larson (1992)², utilizado por Margarido e Fernandes (2001), o qual tem como base a Lei do Preço Único (LPU). Conforme Krugman e Obstfeld (1997) define que,

“a Lei do Preço Único, apesar de parecer semelhante à Paridade do Poder de Compra (PPC), é diferente dela. Enquanto a LPU se aplica a produtos específicos, a PPC se refere ao nível geral de preços, refletindo os preços de todos os produtos que compõem determinada cesta de bens e serviços de referência.” (KRUGMAN e OBSTFELD, 1997)

Dessa forma, a LPU é um processo que se confirma no longo prazo. A validade da Lei do Preço Único está diretamente relacionada ao processo de arbitragem internacional, a qual tende a igualar os preços nos dois mercados (doméstico e externo). Portanto, caso a LPU seja válida, as oscilações dos preços domésticos de determinado produto devem acompanhar as variações de preços do preço internacional, no mercado externo.

De acordo com o modelo proposto por Mundlak e Larson (1992), o preço doméstico pode ser expresso da seguinte maneira:

$$P^{US\$}_{it} = \alpha + \beta \cdot P^*_{it} + \varepsilon_{it} \text{ com } \varepsilon \text{ IID } \sim (\mu, \sigma^2) \quad (1)$$

em que:

$P^{US\$}_{it}$ = preços domésticos do produto “i” no tempo “t”, cotados em dólares

P^*_{it} = preço internacional do produto i no ano t;

ε_{it} é o termo aleatório e α é uma constante ou intercepto.

Dessa forma, adota-se a hipótese de que o parâmetro β seja igual à unidade. Isto é, quando o parâmetro β é representa elasticidade do preço doméstico cotado em dólares em relação ao preço internacional, ou seja, as variações no preço internacional são plenamente transmitidas ao preço doméstico. Por outro lado, quando o valor de beta for igual a zero, significa dizer que, variações do preço internacional não conduzem a qualquer tipo de resposta do preço doméstico. Todavia, espera-se que o valor de β se encontre entre zero e um, dependendo do grau de integração do produto analisado com o mercado.

3. MODELO ANALÍTICO

3.1 Regressão Espúria e Estacionariedade das Séries de Preço

A utilização de séries temporais não-estacionárias na análise de regressão clássica pode resultar na chamada regressão espúria. Conforme Gujarati (2000, p. 730) essa situação leva a um R^2 elevado e a um baixo valor para o teste Durbin-Watson, embora não haja relação verdadeira entre essas duas variáveis. Nesse caso, o R^2 elevado

² MUNDLACK, Yair; LARSON, Donald F. *On the transmission of world agricultural prices*. *The World Bank Economic Review*, v. 6, n. 1, p. 399-422, 1992.



deve-se apenas a forte tendência entre as duas séries. Quando ocorre regressão espúria, as conclusões a respeito do comportamento das variáveis envolvidas na regressão ficam comprometidas e tornam-se inválidas.

A estacionariedade das séries pode ser testada por meio do teste de raiz unitária, introduzido por Dickey e Fuller. Conforme Gujarati (2000, p. 723), nos modelos considerados:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$Y_t = \beta_1 + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

A equação (2) representa um processo auto-regressivo AR(1) onde o erro estocástico segue uma distribuição normal. Nas equações (3) e (4) foram incorporadas a presença do intercepto e tendência, respectivamente. Subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados das equações 2 a 4, estas podem ser reescritas como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

sendo que $\delta = (\rho - 1)$ e $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ a primeira diferença da série Y_t .

Testa-se então a hipótese nula $H_0: \delta = 0$ ($\rho = 1$) contra a hipótese alternativa $H_1: \delta < 0$ ($\rho < 1$). Se a hipótese nula não for rejeitada, haverá raiz unitária no modelo e a série será não-estacionária; caso contrário será estacionária. Se as séries forem não-estacionárias, podem ser diferenciadas d vezes até tornarem-se estacionárias e, então, são chamadas de séries integradas de ordem d , $[I(d)]$. Considerando a possibilidade do termo erro u_t ser autocorrelacionado, utiliza-se para o teste um modelo auto-regressivo de ordem p , tal como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma Y_{t-1} + \sum \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde: $\lambda_i = \sum p_i$ e $\gamma = \sum p_{i-1}$. Nesse caso, a presença de raiz unitária é testada pela hipótese $H_0: \gamma = 0$ e o teste de raiz unitária é denominado de Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Segundo Judge, Hill, Griffiths, Lütkepohl e Lee (1988), a estatística do teste ADF tem a mesma distribuição assintótica que a estatística DF, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos. Com as séries estacionárias ou integradas de ordem d , $[I(d)]$, pode-se proceder aos demais testes, como teste de causalidade e co-integração.

3.2 Teste de Causalidade

Para atribuir causalidade, deve-se recorrer a considerações apriorísticas ou teóricas. Entretanto, de acordo com Wooldridge (2006, p.726), a causalidade no sentido



de Granger³(1969), é baseada na noção de precedência: se uma variável Y "causa" uma outra variável X, a variável Y deve preceder a variável X e, portanto, deve ajudar a prever o valor desta variável Y. Se a previsão dos valores de X melhora ao incluir valor passados da variável Y, então se pode dizer que a variável Y "causa no sentido de Granger" a variável X. Cabe ressaltar que esta noção não exclui a possibilidade de uma relação bi causal entre as variáveis.

O teste baseia-se nas seguintes equações:

$$P_t = \sum \alpha_i F_{t-i} + \sum \beta_j P_{t-j} + \mu_{1t} \quad (9)$$

$$F_t = \sum \lambda_i F_{t-i} + \sum \delta_j P_{t-j} + \mu_{2t} \quad (10)$$

Onde P_t e F_t preço a vista e preço futuro no período t; P_{t-j} preço a vista defasado em j períodos; F_{t-i} preço futuro defasado em i períodos. Supõe-se que as perturbações u_{1t} e u_{2t} não tenham correlação e o teste de causalidade é conduzido em séries estacionárias. Assim, os resultados possíveis são:

- a) Causalidade unidirecional de F_t para P_t : se na equação (9) o conjunto de coeficientes estimados de F_t defasados foram estatisticamente diferentes de zero e o conjunto dos coeficientes estimados sobre o P_t defasado em (10) não forem estatisticamente diferentes de zero.
- b) Causalidade unidirecional de P_t para F_t : inversamente, se na equação (10) o conjunto de coeficientes estimados de P_t defasados forem estatisticamente diferentes de zero e o conjunto dos coeficientes estimados sobre o F_t defasado em (9) forem estatisticamente diferentes de zero.
- c) Causalidade bidirecional: se os conjuntos de coeficientes de P_t e F_t são estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões (9) e (10).
- d) Independência ou ausência de causalidade: se os conjuntos de coeficientes de P_t e F_t não são estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.

Para estimar o teste de causalidade de Granger, segundo Gujarati (2000, p. 628), aplica-se o teste F dado por:

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{IR})/m}{SQR_{IR}/(n-k)} \sim F_{m,(n-k)} \quad (11)$$

³ GRANGER, C.W.J. *Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods. Econometrica*, v 37, p. 424-438, 1969.



Caso o valor calculado de F exceder o valor crítico de F em nível escolhido de significância, rejeitamos a hipótese nula. Ou seja, se a hipótese nula for rejeitada, pode-se dizer que há uma relação de causalidade de Granger entre as variáveis.

3.4 - Testes de Co-integração

O teste de Co-integração mostra que as séries temporais não-estacionárias e integradas de mesma ordem apresentam relação de equilíbrio no longo prazo, ou seja, compartilham tendências estocásticas semelhantes. Para verificar a existência de co-integração o presente artigo utilizou a abordagem de Engle e Granger (1987)⁴ porém, de acordo com Greene (2003, p. 655), existem também outra abordagem, como a de Johansen (1988)⁵.

Na abordagem de Engle e Granger (1987), quando duas séries temporais, preço físico ou *Spot* (P_t) e preço futuro (F_t) são ambas $I(d)$, conseqüentemente, qualquer outra combinação linear entre elas serão $I(d)$. Porém se existir um vetor β , tal que o termo de erro resultante da regressão $\varepsilon_t = P_t - \beta F_t$ tenha menor ordem de integração, $I(d,b)$, onde $b > 0$, então P_t e F_t serão consideradas integradas de ordem (d,b) . Nesse sentido, se P_t e F_t são ambos $I(1)$ e $\varepsilon_t \sim I(0)$ então as duas variáveis serão co-integradas de ordem $I(1,1)$ (HAMILTON, 2002, p.212).

Portanto o teste de co-integração entre duas variáveis, P_t e F_t , consiste em verificar se existe ligação em suas variações ao longo do tempo. O teste de co-integração é representado pela seguinte equação:

$$P_t = \beta_j D_j + \beta_1 F_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Em que P_t e F_t são séries temporais não-estacionárias e D_j representa as variáveis *dummies* para identificar o j-ésimo trimestre do ano. O teste de raiz unitária é utilizado no resíduo estimado (ε_t) para identificar se é estacionário [$I(0)$] ou não, sendo representado pela equação:

$$\Delta \varepsilon_t = \pi \varepsilon_{t-1} - \sum \theta_j \Delta \varepsilon_{t-j} + u_t \quad (13)$$

Conseqüentemente ao comparar o resultado obtido no teste referente à estimativa de π ao valor crítico tabulado por Engle e Granger (1987), pode-se rejeitar ou não a hipótese de não co-integração, $H_0: \pi = 0$, em favor de $H_1: \pi < 0$ (co-integração).

3.5 – Mecanismo de Correção de Erro

De acordo com Greene (2003, p. 656), após a verificação da relação de co-integração entre as variáveis, P_t e F_t , deve-se incluir no modelo convenientemente

⁴ ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. *Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing*. *Econometrica*, v 35, n 1, p. 251-276, 1987.

⁵ JOHANSEN, S. *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, 1988

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

diferenciado, um componente que recupera as informações de longo prazo, chamado de *Mecanismo de Correção de Erro*, que consiste na inclusão do resíduo da equação de co-integração (com uma defasagem) na estimação do modelo econométrico especificado nas diferenças, representado pela equação 14:

$$\Delta P_t = \beta_j D_j + \beta_1 \Delta F_t + \beta_2 u \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Onde o coeficiente β_2 indica, quando é estatisticamente significativo, qual a proporção do desequilíbrio na variável P_t em um período é corrigido no período posterior e o termo u_{t-1} representa o erro de equilíbrio, que tem a função de ajustar o equilíbrio no longo prazo.

3.6. Dados

Na análise entre a relação de preços da soja no mercado interno e externo, os dados básicos utilizados nesse estudo, referem-se a média mensal de preços de soja à vista pago ao produtor (R\$/saca de 60kg) no mercado interno (P_t), e dos preços de fechamento dos contratos futuros (F_t) de soja na *Chicago Board Of Trade* (CBOT) em cents de dólar por bushel, no período de julho de 1994 a dezembro de 2007. A série de preços no mercado físico foi obtida na Cooperativa Agroindustrial de Maringá (COCAMAR) e os dados referentes ao mercado futuro foram obtidos no *site* da Fundação Getúlio Vargas (FGVDADOS, 2008), sendo que a série de preços futuro foi formada pelo preço de ajuste diário do primeiro vencimento em aberto. As séries de preços foram padronizadas, sendo que a série de preços de Maringá foi convertida para US\$/saca mediante a utilização de dados referente a taxa da câmbio do IPEADATA (2008) e procedeu a conversão de preços de cents US\$/bushel para US\$/saca na série de preços da CBOT.

4 – RESULTADOS

Para a realização dos testes metodológicos e verificação dos resultados utilizou-se os softwares estatísticos *Stata 9.0* e *Eviews 6.0*. Como o teste de causalidade de Granger requer que as séries temporais envolvidas na análise sejam estacionárias, procedeu-se ao teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF), para em seguida, realizar o teste de causalidade no sentido de Granger, para determinar a direção de causalidade. Na terceira etapa, verificou-se a co-integração entre as séries a fim de identificar relações de longo prazo e estimou-se o modelo de correção de erro para recuperar as relações de longo prazo.

4.1 – Teste de Dickey-Fuller Aumentado

Utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que foi estimado para os casos da série com intercepto, com intercepto e com tendência e sem intercepto e sem



tendência, utilizando-se a defasagem ("lags") de zero (0) a doze (12). Por meio do menor valor do critério de Akaike e Schwarz, selecionou-se a melhor opção. Nas Tabelas 1 e 2 estão os resultados para as séries em nível e em primeira diferença.

Tabela 1 – Teste ADF para as séries semanais em nível

Modelo	P_t (mercado a vista)	F_t (mercado futuro)	Valor Crítico de ADF*	Número de Defasagens**
Completo	-0,2174	-1,1920	-3,14	0
Sem Tendência	0,0127	-1,0578	-2,57	0
<i>Sem Constante</i>	1,0442	0,6607	-1,61	0

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor Crítico de Dickey-Fuller a 10%. (**) Selecionado conforme o menor Akaike e Schwarz Criterion.

Tabela 2 – Teste ADF para as séries semanais em primeira diferença

Modelo	P_t (mercado a vista)	F_t (mercado futuro)	Valor Crítico de ADF*	Número de Defasagens**
Completo	-10,6241	-7,9639	-3,14	0
Sem Tendência	-10,4782	-7,8574	-2,57	0
<i>Sem Constante</i>	-10,4512	-7,8163	-1,61	0

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor Crítico de Dickey-Fuller a 10%. (**) Selecionados conforme o menor Akaike e Schwarz Criterion.

Constatou-se que as séries semanais, são integradas de ordem 1, I(1). Assim, são não-estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Pois, na Tabela 2, como os valores da estatística τ calculado foram inferiores aos valores críticos tabelados, as séries são não estacionárias. Mas podem se tornar estacionárias na primeira diferença, conforme os dados disponíveis na Tabela 3. Também se aplicou o teste de Phillips-Perron (PP)⁶ que mostrou os mesmos resultados do teste ADF.

4.2 – Teste de causalidade.

A Tabela 3 demonstra os resultados do teste de Granger, que procurou verificar a relação de causalção entre as variáveis: preços no mercado a vista de Maringá (P_t) e no mercado futuro da CBOT (F_t). Com base nos resultados do teste ADF, como as séries são I(1), integradas de ordem 1, o teste de causalidade foi realizado com as séries em primeira diferença.

Tabela 3 - Resultados do teste de Granger nas séries de preços a vista (P_t) e Futuro (F_t)

⁶ Teste sugerido para melhorar as propriedades de amostras finitas ou para acomodar as estruturas gerais dos modelos.



H₀ – Hipótese nula	Teste F*	Probabilidade	Resultado
F_t não causa P_t	2,17955	0,0031	Rejeito
P_t não causa F_t	1,83976	0,0384	Rejeito

Fonte: Resultados da pesquisa

* Os valores Críticos para o teste F são: 2,18; 1,75 e 1,55 para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Dessa forma, como ambas as hipóteses nulas foram rejeitadas ao nível de significância de 5%, verifica-se a causalidade bidirecional. No sentido de Granger, isso indica que, os preços defasados do contrato futuro de soja do primeiro vencimento em aberto ajudam na previsão do preço corrente da soja no mercado físico de Maringá, e vice-versa. Nessa análise, utilizou-se 12 defasagens, conforme a literatura sobre séries temporais.

A causalidade bidirecional entre preço futuro e preço a vista, também foi verificado por Perobelli (2005) entre os preços futuros e os preços a vista do boi gordo no Brasil e Gonçalves *et al* (2007) que analisou esses mesmos preços do boi na região Noroeste do Paraná e por Valente e Braga (2006) que analisaram os preços futuros do café na BM&F e NYBOT.

4.3 – Co-integração e Mecanismo de Correção de Erro

Considerando que as variáveis P_t e F_t são integradas de mesma ordem $I(1)$, foram realizados testes de co-integração de Engle & Granger com os resíduos cujos resultados constam na Tabela 4, onde apresentou-se como integrado de ordem 0, ou seja, $I(0)$, ressalta-se que na análise do resíduo os valores críticos utilizados foram os de Engle & Granger.

Tabela 4 - Valores calculados pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado em nível nas diversas especificações do modelo para o resíduo.

Modelo	Resíduo	Valor crítico de ADF	Ordem de Integração
Completo	-13,7804	- 3,12 *	I(0)
Sem tendência	- 13,7468	- 3,12 *	I(0)
Sem constante	-13,4958	- 3,12 *	I(0)

Fonte: Resultados da Pesquisa.

* - Valores críticos a 10% de Engle & Granger.

Os resultados do teste de co-integração apontam relações de longo prazo entre os preços futuros da CBOT e os preços a vista da soja e que estes preços tendem ao equilíbrio. Sabendo-se que as séries são co-integradas, obtêm-se os parâmetros estimados, conforme a equação (12):

$$P_t = 1,9688 - 1,014D_1 - 1,873D_2 - 1,023D_3 + 0,7847F_t \quad (15)$$

$$t = (5,170) \quad (-4,641) \quad (-8,573) \quad (-4,769) \quad (30,937)$$



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



Procedeu-se então a inclusão do resíduo da equação de co-integração, com uma defasagem, conforme a equação (14), obtendo os seguintes parâmetros:

$$\Delta P_t = 0,254 - 0,756D_1 - 0,360D_2 + 0,174D_3 + 0,551\Delta F_t - 0,079u_{t-1} \quad (16)$$

$$t = (2,212) \quad (-4,547) \quad (-2,142) \quad (1,072)^{NS} \quad (7,912) \quad (-1,001)$$

Pode-se observar que alterações no curto prazo no preço da soja na CBOT têm efeitos positivos significativos sobre o preço à vista na região de Maringá. O parâmetro de ajustamento do mecanismo de correção de erros, $U(-1)$, é $-0,079$. Tal coeficiente é negativo, conforme o esperado. Este coeficiente indica que 7,9% da discrepância entre o preço externo e o preço recebido do produtor é eliminada ou corrigida a cada período.

Examinando a equação co-integrante observa-se que o coeficiente da primeira diferença do preço externo foi de 0,7847, ou seja, a uma relação alta entre P_t e F_t e que P_t se ajusta, no longo prazo, com razoável rapidez após uma perturbação. Em suma, pode-se notar que existe convergência, no longo prazo, entre P_t e F_t , comprovando, portanto, a lei do preço único.

O Estudo desenvolvido por Margarido e Fernandes (2001) encontrou um coeficiente de 98,17%, muito próximo da unidade, o que acabou confirmando a validade da Lei do Preço Único para esse mercado específico no Brasil. Já Silva, Santos e Silva (2003) ao analisar o período de janeiro de 1995 a agosto de 2002 encontra um coeficiente de 84,83%.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

5. CONCLUSÃO

O objetivo desse trabalho foi avaliar a relação de causalidade e o grau de integração ou de equilíbrio entre os preços da soja praticados no mercado brasileiro, especificamente a região de Maringá e os preços norte-americano, referenciados na CBOT durante o período compreendido entre julho de 1994 a dezembro de 2007.

Como em outros estudos sobre *commodities* agrícola, o resultado do teste de causalidade de Granger sugere a existência de uma relação bicausal entre os preços da soja da região de Maringá e da CBOT, bem como, a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, verificada através da co-integração entre os dois preços. Isso destaca a importância dos preços futuros e a vista na tomada de decisão dos agentes envolvidos no mercado da soja. No teste de co-integração identificou-se que 7,9% da discrepância entre P_t e F_t é eliminada a cada mês. Dessa forma, o ajustamento total dos preços da soja na região de Maringá ocorre em aproximadamente 13 meses.

Assim, pode-se inferir que a política comercial adotada no Brasil não parece estar muito distante da validade da Lei do Preço Único no mercado internacional do grão de soja, já que, no longo prazo, variações de preços desse produto nos Estados Unidos são transferidas em média 78,47% para os preços domésticos na região de Maringá.

5. REFERÊNCIAS

- ABIOVE – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS. volume e valor das exportações brasileiras do complexo soja - grão, farelo e óleo, de 1992 a 2008. Disponível em: <<http://www.abiove.com.br>>. Acessado em: 09 de março de 2008.
- BARROS, G.S.A MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. In: **Encontro Nacional de Economia**, 15, Salvador, 1987. Anais. Salvador, ANPEC, 1987.
- COCAMAR - COOPERATIVA AGROINDUSTRIAL DE MARINGÁ. Histórico de cotações agropecuárias. (mensagem pessoal). Enviado por custoscgc@cocamar.com.br. Recebido em 01/02/2008.
- CONAB – COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. Avaliação da Safra Agrícola 2007/2008: Sexto Levantamento – Março/2008. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acessado em: 01 de março de 2008.
- GONÇALVES, D.F.; FRANCISCHINI, A.A.; ALVES, A.F.; PARRÉ, J.L. Análise de co-integração, causalidade e efetividade do *hedge* para os preços à vista e futuro do contrato de boi gordo para a região noroeste do Paraná. In: **XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**, 2007. Londrina. CD-ROM



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



FGVDADOS Banco de Dados da Fundação Getúlio Vargas. 2008. Disponível em:
<<http://fgvdados.fgv.br>>. Acesso em: 15 fevereiro 2008.

GREENE, W.H. *Econometric Analysis*. 5º ed. Prentice Hall, 2003

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3ª ed. São Paulo: Person Makron Books, 2000.

HAMILTON, J.D. **Times Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 2002.

IPEADATA. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 25/02/2008.

JUDGE, G. G.; HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; LÜTKEPOHL, H.; LEE, T. Introduction to theory and practice of Econometrics. 1988, 2nd ed.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *International Economics: Theory and Policy*. 4. ed. Massachusetts: Addison Wesley, 1997. 766

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M. **Análise da Formação de Preços no Mercado Internacional de Soja: O Caso do Brasil**. Textos para Discussão. São Paulo: PUCSP, junho de 2001. (Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política).

PEROBELLI, F. S. As relações entre o preço à vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Brasil. In: **XLIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**, 2005. Ribeirão Preto. CD-ROM.

PINO, Francisco A.; ROCHA, Marina B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 32, n. 4, p. 345-361, out./dez. 1994.

SILVA, W.V. ; SANTO, E.L.; SILVA, L.S.C. Co-integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte-americano: uma análise empírica. **Caderno de Pesquisa em Administração**, São Paulo, v. 10, nº 3. p. 69-78, julho/setembro, 2003.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. *Economic Electronic Outlook Report from the Economic Research Service*. Janeiro, 2008. Disponível em: < <http://www.ers.usda.gov/publication>>. Acessado em: 12/02/2008

VALENTE, L. C. M.; BRAGA, M. J. Causalidade e co-integração no mercado de café entre a BM&F e a NYBOT. In: **XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**, 2006. Fortaleza. CD-ROM.

WOOLDRIDGE, J.M. **Introdução a Econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.