

Transmissão de preços entre mercados de soja

Affonso Amaral Dalla Libera¹
Paulo Dabdab Waquil²

Resumo: O objetivo do presente artigo é o de verificar se há integração e quais as características da transmissão de preços entre o mercado físico, para o produtor no Brasil, e o mercado futuro para a commodity soja. Para isso, utilizaram-se os seguintes métodos de pesquisa: teste de raiz unitária, teste de cointegração, teste de causalidade de Granger, estimação da elasticidade de transmissão de preços e mecanismo de correção de erro. Os resultados indicam que há integração e conseqüentemente transmissão de preços entre o seguinte par de variáveis (mercados), integração dependente e explicativa, respectivamente: físico soja / futuro soja. O fato de existir cointegração entre tal par de variáveis é condição suficiente para se afirmar a existência de uma relação linear de equilíbrio a longo prazo para o qual o sistema converge, validando os pressupostos teóricos da Lei do Preço Único e confirmando a integração. No caso da relação contemporânea entre físico soja / futuro soja a cada um dólar por saco de 60 kg de variação no mercado futuro de soja, 70% desta variação é transmitida ao mercado físico de soja.

Palavras-chave: integração de mercados, causalidade, Lei do Preço Único, mercado físico, mercado futuro.

The price transmission in the soybean market

Abstract: The goal of the present paper is to verify how price transmission takes place between the spot market at producer level in Brazil and the future market for the commodity soybeans. For that, we used the following research method: unit-root test, co-integration test, Ganger causality test, estimate of elasticity in price transmission and the mechanism of error correction. The results suggest that there is integration and therefore price transmission between the following pair of variables (markets), as dependent and explicative respectively: spot soybeans / future soybeans. The fact of existing co-integration between such pair of variables is a sufficient condition to affirm the existence of a linear relation of equilibrium for long term for which the system converges, validating the theoretical assumed of the Law of One Price and confirming the integration. In the contemporary relation case between spot soybeans / future soybeans, for each 1 dollar per bag of 60 Kg of variation in the soybeans future market, 70% of this variation is transmitted to the spot soybeans market.

Keywords: market integration, causality, law of one price, spot market, future market.

¹ Mestre em Agronegócios – CEPAN / UFRGS. E-mail: affonsodl@gmail.com

² Doutor em Economia Agrícola, professor da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). E-mail: waquil@ufrgs.br

Introdução

Uma das principais questões a ser respondida pela ciência do nosso tempo diz respeito à relação de equilíbrio entre o crescimento econômico e a resultante degradação ambiental. Tanto para reduzir os problemas ambientais quanto para aumentar a segurança no suprimento de energia, garantindo o desenvolvimento econômico, a solução escolhida por muitos países tem sido a busca por fontes renováveis.

A escolha dos biocombustíveis como principal alternativa energética renovável para substituir o petróleo e seus derivados tem causado efervescência nos mercados agrícolas, principalmente nos mercados de soja (tanto físico quanto futuro), refletindo, possivelmente, a integração de mercados entre eles. O mercado de soja será caracterizado posteriormente neste artigo, visto que consiste no cenário em que se insere o objetivo desta pesquisa.

Associado a esse fator, o maior fluxo de informações entre os mais distantes mercados, proporcionado pelo desenvolvimento tecnológico e a globalização, determina a ocorrência de comercialização e a aceleração do processo de integração de mercados. No que se refere à formação dos preços agrícolas, a dinâmica da formação modificou-se com a abertura comercial na década de 1990, possibilitando o aumento da influência de variáveis externas sobre os preços internos com a diminuição da intervenção do Estado na economia.

Tem-se por fundamento financeiro que o mercado físico e o mercado de futuros movem-se na mesma direção. Além de testar este conceito para os mercados de soja, esta pesquisa busca verificar se existe influência das oscilações do mercado de futuros sobre o mercado físico, ou o contrário. Determinada a existência desta influência, o passo seguinte é quantificá-la. Influencia quanto? Qual a intensidade de transmissão de preços? Em quanto tempo se dá a transmissão? Existe assimetria na transmissão de preços entre mercados?

Nesse sentido, o objetivo deste artigo é verificar se há integração e quais são as caracte-

rísticas da transmissão de preços entre o mercado físico, para o produtor no Brasil, e o mercado futuro, para a *commodity* soja.

Um dos fatores que justificam este artigo é a redução dos estoques mundiais de soja, os quais estão se reduzindo em virtude da conjugação de dois fatores: aumento no consumo mundial e redução de área cultivada.

Ademais, este estudo é pertinente quando observada a migração de área entre as culturas do milho e da soja, mais especificamente nos Estados Unidos. Com metas que determinam uma grande demanda por milho, o governo americano influencia diretamente o mercado de milho com o impacto desta sobre o preço, e indiretamente o mercado de soja, que tem sua quantidade ofertada reduzida pela redução de área cultivada com soja, em detrimento de uma maior área cultivada com milho.

O desenvolvimento de estudos acerca deste tema é de fundamental importância, principalmente quando considerada a oscilação nos preços das mercadorias referidas nas últimas safras. A projeção do comportamento dos preços a partir da observação de informações passadas e a verificação da dinâmica de preços entre esses mercados se tornam oportunas tanto para os tomadores de decisão que atuam diretamente nesses quanto para os formuladores de políticas setoriais e demais interessados.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em cinco seções. Na segunda, apresenta-se uma breve caracterização do mercado de soja; na terceira, são apresentados aspectos teóricos relacionados à integração de mercados e transmissão de preços; na quarta, a metodologia utilizada; na quinta, os resultados obtidos; e na sexta seção, as considerações finais.

Caracterização do mercado de soja

O mercado de soja é constituído por três principais produtos: farelo de soja, óleo bruto e a soja *in natura*, que em conjunto formam o 'complexo soja'. Nas últimas três décadas, em virtude das condições agronômicas favoráveis associadas à adoção de novas tecnologias, o

Brasil se tornou um dos grandes atores no mercado mundial dessa *commodity*. Em 2007, o país foi o segundo maior exportador mundial do grão, farelo e óleo; detendo respectivamente 34,26%, 23,89% e 23,38% desses mercados (BRASIL, 2008).

A soja consiste no principal produto do agronegócio brasileiro, responsável por bilhões de dólares em receitas cambíveis nos últimos anos. Segundo dados da Fapri (2007), o Brasil possui em torno de 26,8% da produção mundial, correspondendo ao posto de segundo maior produtor, atrás apenas dos Estados Unidos. Outros importantes produtores mundiais de soja consistem na Argentina e na China, conforme Figura 1.

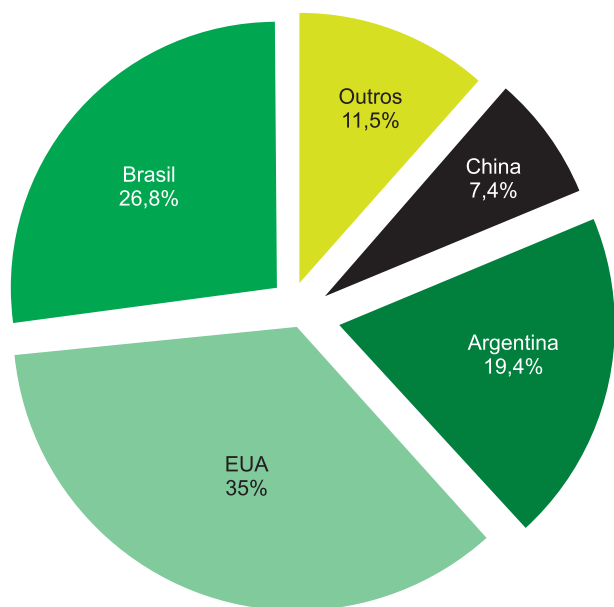


Figura 1. Distribuição da produção de soja por país, ano safra 2007–2008.

Fonte: dados da FAPRI (2007).

Dentre os maiores produtores, somente o Brasil possui capacidade de influenciar significativamente a quantidade ofertada no mercado, tendo em vista que os Estados Unidos devem privilegiar o cultivo do milho e a Argentina não possui espaço para expandir sua produção sem reduzir a área cultivada com outras culturas (AHS; DOHLMAN, 2007). A China, muito em-

bora seja o quarto maior produtor mundial, é o maior importador mundial do produto.

Segundo informações divulgadas por Moraes Filho (2007) para efetivamente ocupar o lugar dos Estados Unidos como maior produtor e também exportador de soja (Figura 2), devem ser resolvidos problemas de infra-estrutura e logísticos para aumentar substancialmente a produção interna brasileira. Projeta-se que o Brasil detenha 33,10% da produção mundial de soja no ano de 2016/2017, ultrapassando os Estados Unidos como maior produtor mundial do grão (FAPRI, 2007).

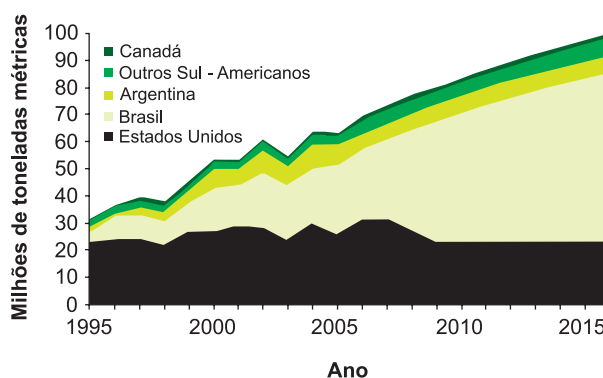


Figura 2. Principais países exportadores de soja (em milhões de toneladas métricas) de 1995 a projeções de 2015.

Fonte: Moraes Filho (2007).

Uma infinidade de produtos pode originar-se da soja, contudo as suas principais utilizações consistem em: óleo, que além de ser usado diretamente para consumo humano, é matéria-prima básica para produtos hidrogenados (maioneses, margarinas e outros); e farelo de soja, que é insumo básico na avicultura e na suinocultura.

Percebe-se claramente na Figura 2 que o Brasil deve dominar o cenário das exportações mundiais. As projeções de Ahs e Dohlman (2007) indicam que o país deve tomar parte do mercado americano de exportação. Segundo dados da mesma fonte, Estados Unidos, Brasil e Argentina são responsáveis conjuntamente por mais de 80% das exportações mundiais de

soja. Porém, grande parte da expansão projetada para as exportações brasileiras se origina do aumento da demanda chinesa por soja.

O aumento da demanda chinesa por soja se deve a necessidades geradas para suprir adequadamente seu parque industrial de esmagamento e o fornecimento de farelo para outros países asiáticos (MORAES FILHO, 2007). Consiste em fator relevante a tendência observada em alguns países que, como a China, por possuírem capacidade limitada quanto à expansão da produção de oleaginosas, investem na capacidade de esmagamento, acentuando o crescimento das importações de grãos, em detrimento do óleo e do farelo de soja; dessa forma, agregando valor ao produto dentro do seu próprio país (LOVADINE; BACCHI, 2005).

Segundo prospectiva de Moraes Filho (2007), o aumento da demanda mundial por óleo de soja continuará crescendo, em virtude principalmente de sua destinação para produção de biodiesel, o que influencia na formação dos preços nas principais praças mundiais.

Com a sinalização americana de uma forte redução da área plantada com soja, acarretando redução de produção, em virtude das condições mercadológicas favoráveis ao cultivo do milho, associadas ao aumento de consumo projetado, tem-se como resultado uma redução significativa nos estoques mundiais, conforme apresentado na Figura 3.

Com a globalização e a abertura comercial a partir dos anos 1990, em conjunto com o reduzido grau de intervenção governamental no setor, surgiu a possibilidade de uma maior agilidade na circulação de informações entre os agentes econômicos, o que acarretou uma maior inter-relação entre os preços domésticos e internacionais para os produtos do complexo soja. Com isso, informações sobre a magnitude da relação entre os preços internos e os preços externos (Bolsa de Chicago) podem indicar a eficiência das cotações nos mercados futuros em refletir as expectativas dos agentes do setor, pois se os preços nos dois mercados são altamente relacionados, significa que os preços da Bolsa

são bons indicadores e podem ser considerados como referências seguras na tomada de decisão dos agentes (LOVADINE; BACCHI, 2005).

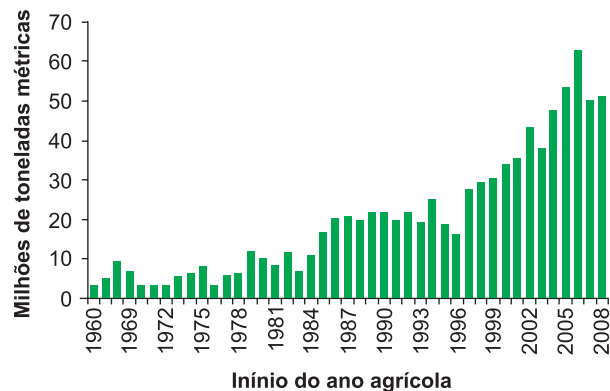


Figura 3. Estoque mundial de soja (em milhões de toneladas métricas) de 1966 a 2008.

Fonte: United States (2008).

Integração de mercados e transmissão de preços

As dispersões espaciais da produção e do consumo levaram a um complexo conjunto de interações comerciais entre mercados em déficit e excedente (FACKLER; TASTAN, 2008).

Conforme Barrett (2001), tradicionalmente o enfoque dos estudos econômicos sobre integração de mercados esteve baseado no conceito de transacionabilidade. Porém, essa abordagem é limitada para explicar a integração de mercados, pois não é necessário que duas ou mais regiões tenham comércio direto para que sejam integradas, pois alterações de preço podem ser transmitidas indiretamente por uma rede de comércio; e duas localidades, i e j , produtoras e exportadoras de uma *commodity*, podem estar fortemente integradas em virtude das relações comerciais comuns com uma terceira região (y), por exemplo.

Conforme o autor, a abordagem do tema baseado na transacionabilidade e suas propriedades é condição suficiente para construir a integração de mercados; contudo, a eficiência dos mercados só é obtida quando o preço em dois mercados difere somente pelos custos de transa-

ção, ou seja, faz referência à alocação eficiente de recursos escassos, tendo como consequência a convergência dos preços.

Nesse contexto, destaca-se na literatura a Lei do Preço Único (LPU). Segundo Krugman e Obstfeld (1997), a LPU estabelece que em mercados concorrenciais livres de custos de transporte e de barreiras comerciais, bens idênticos vendidos em mercados diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda.

Todavia, a LPU está longe de ser unanimemente aceita, sendo criticada por diversos autores (FACKLER; GOODWIN, 2001; MILJKOVIC, 1999). Os defensores desta corrente metodológica atacam os pressupostos econômicos que sustentam a LPU e as condições de arbitragem, assumindo que a integração de mercados e a transmissão de preços entre eles podem ser acessadas com a inclusão de outras variáveis que não somente os preços, como custos de transação e volume negociado entre os mercados (BARRETT; LI, 2002; BAULCH, 1997).

A validade da LPU está diretamente relacionada ao processo de arbitragem, o qual, a longo prazo, tende a igualar os preços nos dois mercados (BARBOSA et al., 2002). Embora ciente das limitações dessa abordagem, o presente trabalho adota como conceito de integração de mercados o enfoque referente à LPU, pois cabe enfatizar que essa lei é um conceito teórico, sendo que a observação da convergência de preços entre mercados integrados consiste no aspecto empírico de maior relevância.

Tendo em vista os conceitos apresentados, os economistas voltaram sua atenção para responder à seguinte pergunta: como mensurar o grau de integração de mercados? O corpo teórico desenvolvido para responder a essa questão remete aos estudos sobre transmissão de preços, que se referem a analisar como se dá a dinâmica de preços entre dois mercados integrados.

Para Balcombe e Morrison (2002), o conceito de transmissão de preços está alicerçado em três componentes principais: a) comovimento de preços e ajustamento integral, o que im-

plica em transmissão completa em algum ponto no tempo; b) dinâmica e velocidade de ajustamento; e c) assimetria de resposta (as variações de preço são transmitidas simetricamente ou assimetricamente entre mercados).

O termo transmissão de preços se refere à relação existente entre séries de preços, seja entre o mercado mundial e um mercado doméstico, um mercado e outro, ou de um elo para outro ao longo de uma cadeia, permitindo observar como um choque de preços é transmitido de um mercado para outro (BALCOMBE; MORRISON, 2002). Em se tratando de mercado de *commodities*, a convergência dos preços é o melhor indicador de integração de mercados, pois essa dinâmica reflete todos os custos relevantes gerados pelo comércio (FINDLAY; O'ROURKE, 2001).

Porém, a observação empírica dos dados referentes a preços entre dois mercados integrados sugere que existe uma série de fatores que impedem a transmissão total dos preços, como postula a LPU, sendo que esse movimento se evidencia com certa elasticidade de transmissão (SEXTON et al., 1991).

Segundo Aguiar (1993), o conhecimento acerca da transmissão de preços tem evoluído buscando responder a três perguntas principais: a) em que nível de mercado se originam as variações nos preços e em que sentido essas variações se transmitem; b) durante que período se dá a transmissão e com qual intensidade; e c) quanto à existência ou não de assimetria na transmissão de preços.

A busca por estas respostas irá permitir mensurar a integração de mercado através da transmissão de preços entre eles, sendo que os métodos e ferramentas de análise, bem como uma proposta de operacionalização, são expostos quando da apresentação da metodologia de pesquisa.

Metodologia

O trabalho com séries temporais necessita de alguns cuidados especiais que se referem à

estacionariedade da série observada, principalmente no que tangencia a análise de dados de séries temporais de produtos agrícolas, caracterizada por fortes tendências.

Teste de raiz unitária

Uma série é considerada estacionária se os pressupostos $E(Y_t)=\mu$ (média constante), $\text{var}(Y_t)=\sigma^2$ (variância constante) e $\gamma_k=E[(Y_t-\mu)(Y_{t+k}-\mu)]$ (covariância depende de k e não de t) são válidos, sendo que quando há a quebra desses pressupostos diz-se que a série é não estacionária, e regressões feitas a partir de séries não estacionárias (que apresentam raiz unitária) podem levar a estimadores de mínimos quadrados e testes estatísticos enganosos e não confiáveis (GUJARATI, 2005).

Em virtude desse problema, a proposta de operacionalização deste artigo inicia-se verificando a estacionariedade das séries temporais. Para tanto, pode-se considerar o modelo apresentado na equação 1 (GUJARATI, 2005):

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

Sendo Y_t a variável série temporal e μ_t , o termo de erro aleatório, com $E(\mu_t) = 0$ e $\text{var}(\mu_t) = \sigma^2$. Nesse modelo, se $\rho = 1$, então Y_t é um passeio aleatório não estacionário, $Y_t = Y_{t-1} + \mu_t$ e, há raiz unitária, pois o coeficiente de Y_{t-1} , (ρ) é igual a 1. Com isso, pode-se detectar a não estacionariedade testando-se a hipótese nula de que $\rho = 1$ contra a hipótese alternativa de que $\rho < 1$. Sob essa hipótese nula, a estatística a ser utilizada no teste de raiz unitária é a τ .

Se o valor calculado absoluto dos testes Dickey-Fuller (DF) e Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) excede os valores críticos absolutos τ de DF, a série é estacionária. Por outro lado, se for menor que os valores críticos, a série temporal é não estacionária em nível (GUJARATI, 2005).

Considerando a possibilidade do termo de erro (μ_t) ser autocorrelacionado, utiliza-se o teste ADF, que ajusta o teste DF para levar em conta uma possível correlação serial nos termos de erro, através do artifício de somar os termos de

diferenças defasados pelo regressando, considerando que consiste em uma premissa do teste de DF que os termos de erro sejam distribuídos de forma independente e idêntica.

Cointegração

Cointegração significa que séries temporais não estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio a longo prazo.

Os principais testes usados para testar cointegração são os testes DF ou ADF sobre μ_t estimado da regressão cointegrante. Nesse contexto, os testes DF e ADF são conhecidos como teste de Engle-Granger (EG) e teste aumentado de Engle-Granger (AEG), pesquisadores que recalcularam os valores críticos de DF para essas condições e, por isso, nomeiam o teste.

O teste de cointegração obedece à equação 2 (GUJARATI, 2005):

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t \quad (2)$$

Se Y for $I(d)$ e X for $I(d)$, em que d é o mesmo número, essas séries podem estar cointegradas, dependendo das propriedades do resíduo da regressão cointegrante (deve ser $I(0)$).

O procedimento para realizar o teste de cointegração consiste em: a) estimar a equação 2; b) capturar os resíduos da regressão, gerando séries temporais com os mesmos; c) aplicar o teste de EG sobre os resíduos da regressão de cointegração.

Mais especificamente no caso do teste de cointegração, a comprovação da existência de um equilíbrio a longo prazo é condição suficiente para validar a LPU (Lei do Preço Único), já que choques de oferta e/ou demanda terão o mesmo impacto em ambos os mercados a longo prazo, acarretando a assunção da hipótese de integração entre os mercados.

Conforme Harris (1995), o conceito de cointegração indica a existência de um equilíbrio a longo prazo para o qual as séries convergem no tempo.

Comparando-se o resultado calculado ao valor crítico tabulado por Engle e Granger (1987), pode-se rejeitar ou não a hipótese de não cointegração, $H_0: 0=\pi$ (não estacionariedade), em favor de $H_A: 0<\pi$ (co-integração – estacionariedade). Se o valor calculado for maior que os valores críticos de EG, rejeita-se H_0 ; caso contrário, as séries não são cointegradas.

O valor de n (número de defasagens da primeira diferença) foi determinado com base nos critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC).

Mecanismo de correção de erro

Observada a relação de cointegração entre as variáveis, deve-se incluir no modelo convenientemente diferenciado, um componente que recupera as informações de longo prazo, chamado de Mecanismo de Correção de Erro. Esse mecanismo consiste na inclusão do resíduo da equação de cointegração (com uma defasagem) na estimação do modelo econométrico especificado nas diferenças, originando o Modelo com Correção de Erro, conforme equação 3 (GUJARATI, 2005):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde Δ indica primeira diferença; μ_{t-1} é o valor defasado em um período do resíduo da regressão de cointegração; e ε_t , o termo de erro.

Conforme Gujarati (2005), ΔX_t captura as perturbações a curto prazo em X_t , enquanto μ_{t-1} (também chamado de termo de correção de erro) captura o ajustamento para o equilíbrio a longo prazo, e se α_2 for estatisticamente significativo, nos diz qual a proporção do desequilíbrio em Y_t em um período que é corrigida no período seguinte.

Teste de causalidade de Granger

Estatisticamente, pode-se detectar a direção da causalidade (relação de causa e efeito) quando houver temporalmente uma relação líder-defasagem entre duas variáveis, ou seja, procura-se determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X “Granger cau-

sa” Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y (GUJARATI, 2005).

O teste de causalidade de Granger supõe que a informação relevante para a previsão das respectivas variáveis esteja contida nos dados da série temporal dessas variáveis (GUJARATI, 2005).

Os resultados da regressão são testados via teste F . Assim, para as variáveis serem Granger-Causal, é necessário que a estatística F calculada seja superior aos valores F críticos.

Dois cuidados básicos devem ser tomados quando do uso do teste de causalidade de Granger: a presença de autocorrelação entre os resíduos das regressões e o número de defasagens (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

Estimação da elasticidade de transmissão de preços

Essa estimativa indica com que intensidade os preços no nível de mercado que recebeu a transmissão ajustaram-se à variação original. É importante esclarecer que nos casos em que apenas foram identificadas relações contemporâneas entre os preços, as equações não representam relação de causa-efeito, caracterizando apenas relação de previsibilidade (LOVADINE; BACCHI, 2005).

As estimativas das elasticidades de transmissão de preços são obtidas através da equação 4 (GUJARATI, 2005):

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta \ln X_{it+\mu} \quad (4)$$

Onde: X é predictor de Y .

As estimativas destas equações requerem a realização prévia de filtragem das séries quando for detectada autocorrelação dos resíduos na regressão de estimação da elasticidade de transmissão de preços, indicada pelo teste de Durbin-Watson (PINDYCK; RUBINFELD, 2004). Para as filtragens das séries, se necessário for, utiliza-se a estimação em primeira diferença.

Conforme Pindyck e Rubinfeld (2004), estas equações devem ser estimadas com as

variáveis na forma de logaritmos neperianos, possibilitando a interpretação dos coeficientes estimados como os próprios coeficientes de elasticidade da transmissão de preços. Na sequência, interpretaram-se os resultados obtidos a partir da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Dados e fonte

As séries utilizadas no presente artigo consistiram em preços reais, recebidos pelos produtores de soja no Brasil (LNSF) e cotações futuras para a soja junto à Chicago Board of Trade (CBOT), referente ao vencimento mais curto (LNSCBOT). As séries foram transformadas em dólares por sacas de 60 quilos e, para atender às exigências do modelo analítico, também logaritimizadas. Os preços domésticos foram deflacionados pelo IGP-DI, enquanto o preço CBOT foi deflacionado conforme CPI (*Consumer Price Indexes*).

A tabulação dos dados se deu de forma a apresentá-los com frequência mensal. Os dados referentes ao mercado físico foram calculados pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e obtidos junto a *home page* do Ipeadata (IPEA, 2008) em reais por quilo já na frequência mensal. Os dados referentes ao mercado futuro foram coletados junto ao site da CBOT (2008) em dólares por *bushel* com frequência diária, sendo então calculada a média de cada mês.

O período de tempo considerado compreende os meses de julho de 1994 a junho de 2008. A série temporal foi determinada observando-se a estabilização dos preços domésticos proporcionada pelo Plano Real, tornando os preços internos mais sensíveis às variações de

preços ocorridas no mercado internacional de produtos agrícolas.

O software utilizado para realizar tais tarefas consiste no Eviews, programa específico para a análise de séries temporais.

Resultados

Esta seção objetiva apresentar os principais resultados encontrados bem como estabelecer as devidas relações com o referencial teórico e caracterização de cenário expostos, sendo que interpretam-se os mesmos de acordo com o objetivo proposto.

Teste de raiz unitária

Procederam-se os testes formais de raiz unitária, sendo escolhido o teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Gujarati (2005) atenta para o fato de que a natureza autorregressiva do modelo do teste de raiz unitária tende a gerar correlação serial, problema contemplado pelo teste ADF. Os resultados dos testes, em nível e em primeira diferença são apresentados na Tabela 1.

Os resultados obtidos indicam que as séries de preços em nível são não estacionárias, pois os valores críticos do teste ADF são maiores do que o valor absoluto calculado pela estatística ADF. Sendo assim, não é possível rejeitar a hipótese nula de que $\rho = 1$, o que leva à conclusão de que existe o problema de raiz unitária nas séries observadas em nível.

Mesmo sendo não estacionárias em nível, as relações existentes entre elas podem não caracterizar relações espúrias, podendo ser feitas

Tabela 1. Resultados dos testes de estacionariedade (raiz unitária).

Variável preço	ADF em nível	ADF primeira diferença	Ordem de integração
LNSF	-0,842150	-8,728564	I(1)
LNSCBOT	-1,058771	-8,641461	I(1)

Estatística teste Aumentado Dickey-Fuller = -4,014635 para 99% de confiança, -3,437289 para 95% de confiança e -3,142837 para 90% de confiança

inferências sobre a similaridade das propriedades das diferentes séries econômicas pela comparação do número de vezes que a série teve de ser diferenciada para atingir estacionariedade.

Sendo assim, foram realizados os testes de raiz unitária (ADF) para as variáveis objetos deste estudo em primeira diferença. Conforme os resultados expressos na Tabela 1, observa-se que após 1 diferenciação, as variáveis tornaram-se estacionárias, pois os valores críticos do teste ADF são menores do que o valor absoluto calculado pela estatística ADF, rejeitando-se a hipótese nula de não estacionariedade a 1% de significância, ou seja, há estacionariedade.

Teste de cointegração

Considerando os resultados dos testes de estacionariedade, o próximo passo consistiu na verificação da existência de uma relação linear a longo prazo entre as variáveis relacionadas. Como as séries em nível tiveram de ser diferenciadas o mesmo número de vezes para adquirirem estacionariedade, elas podem estar cointegradas, desde que os resíduos da regressão de cointegração sejam $I(0)$, isto é, estacionários.

Sendo assim, as variáveis foram organizadas em pares, de acordo com as relações que se pretende avaliar, e regredidas (em nível) conforme a equação 2. O que se busca na regressão de cointegração é a avaliação da estacionariedade dos resíduos. Tendo esse objetivo em vista, foram geradas séries temporais com eles, sobre as quais foi aplicado o teste de EG. As regressões cointegrantes estabelecidas, bem como os principais resultados, podem ser acessados na Tabela 2.

Conforme os resultados encontrados, nota-se que quando se estabelece a regressão

de cointegração tendo o preço do mercado físico como variável dependente e o preço futuro como variável explicativa, os resíduos da equação apresentaram estacionariedade. O valor calculado no teste de raiz unitária sobre os resíduos da regressão de cointegração é maior do que os valores críticos de EG, o que permite rejeitar a hipótese nula de não cointegração em favor da hipótese alternativa de cointegração (estacionariedade dos resíduos – $I(0)$), determinando que essas relações não consistem em regressões espúrias.

Para Rapsomanikis et al. (2003), as séries cointegradas, quando vistas em conjunto, apresentam uma variação estocástica comum, mesmo que flutuem amplamente de acordo com um processo (integrado) de raiz unitária quando vistas isoladamente. Com isso, mesmo que individualmente exibam um caminho aleatório, parece haver uma relação estável a longo prazo entre as duas variáveis e elas não se afastarão uma da outra.

Essa condição de equilíbrio a longo prazo é suficiente para afirmar a eficiência do mercado futuro de soja no período analisado, validando os pressupostos teóricos da LPU, acarretando na determinação da existência de integração entre os mercados. Essa eficiência é verificada quando observado que choques de oferta e de demanda no mercado futuro (LNSCBOT) têm, a longo prazo, igual impacto sobre o mercado físico (LNSF). A diferença entre os preços consiste nos custos de transação, o que impede que se tenha um “preço único”. Cabe ressaltar que a LPU é um conceito teórico, e a observação da convergência de preços entre mercados integrados consiste no aspecto empírico de maior relevância.

Tabela 2. Resultados dos testes de cointegração

Regressão	Variável dependente	Variável explicativa	EG calculado	Estacionariedade dos resíduos
SF e SCBOT	LNSF	LNSCBOT	-4,717842	Sim $I(0)$
	LNSCBOT	LNSF	-2,064994	Não

Estatística teste Engle e Granger = -4,32 para 99% de confiança, -3,78 para 95% de confiança e -3,50 para 90% de confiança

No caso da regressão onde não se verificou cointegração, não significa necessariamente que essa relação seja espúria. Os modelos adotados neste artigo partem da assunção de uma relação linear entre as variáveis. Sendo assim, não se exclui a possibilidade de haver uma relação a longo prazo entre estas, porém, a linearidade da relação é que consiste em uma regressão espúria.

Teste de causalidade de Granger

Na continuidade da operacionalização proposta neste artigo, foram realizados os testes de causalidade de Granger para as relações entre variáveis (mercados) que apresentaram cointegração.

No que tange a aspectos relacionados à determinação do número de defasagens, essa foi feita de maneira empírica, determinando-se o valor do número de defasagens e selecionando-se a escolha onde a probabilidade de rejeição da hipótese nula foi menor. Obviamente, o número de defasagens não se deu ao acaso, tendo sido respeitado o critério ressaltado por Sims (1972) que argumenta que o número de defasagens deve ser suficiente para permitir a captação do sentido de causalidade pelo teste, porém, não tão elevado que venha a causar problemas de multicolinearidade.

Conforme o exposto na Tabela 3, o teste de Granger que envolve LNSF e LNSCBOT apresenta uma relação causal unidirecional no sentido de Granger de LNSCBOT para LNSF, tendo a transmissão de preços de LNSCBOT para LNSF ocorrido com até três meses de defasagem. Esse resultado reitera os resultados obtidos por Pino e Rocha (1994), para os quais os preços domésticos da soja são influenciados pelas variações na CBOT.

Por fim, observa-se que o Brasil comporta-se como tomador de preço no mercado de soja, considerando que só existe relação de causa/efeito no sentido de Granger do mercado de futuro para o mercado físico. Esse resultado é ratificado pelos trabalhos realizados por Margarido et al. (2007) e Silva Filho et al. (2005). Esses autores afirmam que o Brasil comporta-se como tomador de preços no mercado internacional de soja.

Estimação da elasticidade de transmissão de preços e MCE

As elasticidades de transmissão foram estimadas de acordo com a equação 4; porém, o teste de Durbin Watson (DW) indicou a presença de autocorrelação entre as séries. Como previsto no item referente à metodologia de pesquisa, para minimizar esse problema as equações foram refeitas, considerando as primeiras diferenças das séries.

O objetivo de estimar essas regressões consiste na observação da existência de relações contemporâneas entre as variáveis e na determinação da intensidade dessas relações. A estimação em logaritmos neperianos permite a interpretação do coeficiente α_1 como a elasticidade de transmissão de preços, caso haja significância estatística.

Foi incorporado ao modelo um mecanismo de correção de erro, conforme apontou ser necessário o teste de cointegração, segundo equação 3.

A Tabela 4 resume os principais resultados obtidos.

Para interpretação adequada dos resultados, cabe ressaltar que no caso em que apenas foi identificada relação contemporânea entre os

Tabela 3. Resultado teste de causalidade de Granger SF / SCBOT.

Amostra: 1.168	Defasagens: 3	
Hipótese nula	F-Statistic	Probabilid.
LNSCBOT não causa LNSF no sentido de Granger	5,73946	0,00094
LNSF não causa LNSCBOT no sentido de Granger	0,21059	0,88895

Tabela 4. Resultado elasticidade de transmissão de preço.

Equação	Prob.α1	Prob.α2	R ²	DW
DLNSF = -0,0041 + 0,431 DLNSCBOT + 0,271 μt-1	0,0000	0,0004	0,243	1,926

preços, ou seja, em que não há cointegração (não foram validados os pressupostos teóricos da LPU), a equação não representa relação de causa-efeito, caracterizando apenas relação de previsibilidade (LOVADINE; BACCHI, 2005). Tendo em vista o objetivo deste artigo, para o par de variáveis que não apresentou cointegração, não foi estimada a equação de elasticidade de transmissão de preços; portanto, a regressão que apresentou cointegração será discutida por expressar uma relação causal.

De maneira geral, o que se observa é uma fraca relação contemporânea na relação contemplada neste estudo, tendo em vista o baixo valor do R². Tal resultado talvez seja diferente se os dados utilizados tiverem maior frequência, isto é, em vez de dados mensais forem utilizados dados semanais ou diários.

Na equação de estimação da elasticidade de transmissão envolvendo o mercado físico de soja (LNSF) como variável dependente e o mercado futuro de soja (LNSCBOT) como variável explicativa, os resultados indicam que a cada 1% de variação no mercado futuro, 0,43% é transmitida ao mercado físico de soja no mesmo mês e 0,27% no mês seguinte, sendo esse resultado estatisticamente significativo, com um intervalo de confiança de 99%. No total, estima-se que cerca de 70% das variações no preço no mercado futuro de soja sejam transmitidas para o preço do mercado físico de soja.

Por ter-se tido o cuidado de padronizar as unidades das variáveis no início da operacionalização deste estudo (todas as variáveis estão expressas em dólares por saco de 60 kg), pode-se fazer a seguinte afirmação:

Para cada 1 dólar por saco de 60 Kg de variação no mercado futuro de soja, 70% desta variação é transmitida ao mercado físico de soja, ou seja, há um impacto total de 70 centavos de dólar por saco no mercado físico de soja.

Considerações finais

No presente artigo, utilizaram-se métodos quantitativos e ferramentas estatísticas apropriadas para responder o seguinte objetivo geral: verificar como se dá a transmissão de preços entre os mercados físico para o produtor no Brasil e o mercado futuro para a *commodity* soja.

Os resultados indicam que há integração e conseqüentemente transmissão de preços entre o seguinte par de variáveis (mercados), como dependente e explicativa respectivamente: soja físico / soja futuro. O fato de existir cointegração entre tal par de variáveis é condição suficiente para se afirmar a existência de uma relação linear de equilíbrio a longo prazo para o qual o sistema converge, validando os pressupostos teóricos da Lei do Preço Único e confirmando a integração.

Este artigo tratou da integração de mercados e a conseqüente transmissão de preços entre os mercados de soja, físico e futuro, no período de julho de 1994 a junho de 2008. Todavia, o mercado desta *commodity* sofreu os impactos da crise global, principalmente perda de liquidez dos contratos futuros, a partir de setembro de 2008. Sendo assim, sugere-se que o mesmo estudo seja realizado abrangendo o período da crise, testando a eficiência destes mercados.

Referências

- AGUIAR, D. R. D. A questão da transmissão de preços agrícolas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 31, n. 4, p. 291-308, out./dez. 1993.
- AHS, M.; DOHLMAN, E. **Soybeans and oil crops: market outlook**. 2007. Disponível em: <www.ers.usda.gov/Briefing/SoybeansOilcrops/2007baseline.htm>. Acesso em: 14 out. 2007.
- BALCOMBE, B. K.; MORRISON, J. **Commodity price transmission: a critical review of techniques and an application to selected tropical export commodities**. Rome, IT: FAO, 2002.

- BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA, S. J. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, jul./dez. 2002.
- BARRETT, C. B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, Washington, DC, v. 23, n. 1, p. 19-32, spring/summer, 2001.
- BARRETT, C. B.; LI, J. R. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 84, n. 2, p. 292-307, may 2002.
- BAULCH, B. Test for food market integration revisited. **The Journal of Development Studies**, London, UK, v. 33, n. 4, p. 512-534, apr. 1997.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Exportações do agronegócio**: ranking por produto. Disponível em: <www.agricultura.gov.br/>. Acesso em: 15 set. 2008.
- CBOT. Chicago Board of Trade. **Commodity products**: soybeans futures. Disponível em: <http://www.cmegroup.com/trading/commodities/grain-and-oilseed/soybean_quotes_settlements_futures.html>. Acesso em: 28 nov. 2008.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.
- FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price transmission. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. (Ed.). **Handbook of agricultural economics**. Amsterdam, NL: Elsevier, 2001. v. 1, p. 971-1024.
- FACKLER, P. L.; TASTAN, H. Estimating the degree of market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 90, n. 1, p. 69-85, feb. 2008.
- FAPRI. Food and Agricultural Policy Research Institute. **World agricultural outlook**. 2007. Disponível em: <<http://www.fapri.iastate.edu/outlook2007/text/OutlookPub2007.pdf>>. Acesso em: 14 out. 2007.
- FINDLAY, R.; O'ROURKE, K. **Commodity market integration, 1500-2000**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001. (NBER Working Paper, n. 8579).
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2005.
- HARRIS, R. I. D. **Cointegration analysis in econometric modeling**. London, UK: Prentice Hall, 1995.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata**. Disponível em: <http://ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=334495957&Tick=1249916603897&VAR_FUNCAO=SubmeterFormulario%28%27frmMa in%27%2C%27Series%3FsessionID%3D334495957%26Text%3Dpre%27o%20soja%26Tick%3D1249916603897%27%29%3B&Mod=M>. Acesso em: 28 nov. 2008.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy**. 4th ed. Reading, MA: Addison Wesley, 1997.
- LOVADINE, D.; BACCHI, M. R. P. **Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos do complexo soja**. 2005. Disponível em: <www.sober.org.br/palestra/2/463.pdf>. Acesso em: 20 out. 2008.
- MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. The word market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 17, n. 2, p. 241-268, maio/ago. 2007.
- MILJKOVIC, D. The law of one price in international trade: a critical review. **Review of Agricultural Economics**, Washington, DC, v. 21, n. 1, p. 126-139, spring/summer, 1999.
- MORAES FILHO, J. P. de. **Soja**. Brasília, DF: Conab, 2007. Disponível em: <www.conab.gov.br/conabweb/download/cas/especiais/prospeccao_2007_08_soja.pdf>. Acesso em: 15 out. 2007.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria**: modelos e previsões. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.
- PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 32, n. 4, p. 345-361, out./dez. 1994.
- RAPSOMANIKIS, G.; HALLAM, D.; CONFORTI, P. Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. In: FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Commodity market review, 2003-2004**. Rome, IT, 2003. p. 51-76.
- SEXTON, R.; KLING, C.; CARMAN, H. Market integration, efficiency of arbitrage and imperfect competition: methodology and application to US celery. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 73, n. 3, p. 568-580, may 1991.
- SILVA FILHO, O. C. da; FRASCAROLI, B. F.; MAIA, S. F. **Transmissão de preços no mercado internacional de soja**: uma abordagem pelos modelos Armax e VAR. 2005. Disponível em: <www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A145.pdf>. Acesso em: 17 out. 2007.
- SIMS, C. A. Money, income and causality. **American Economic Review**, Nashville, v. 62, n. 2, p. 540-552, sept. 1972.
- UNITED STATES. Department of Agriculture. **Dados**. 2008. Disponível em: <http://www.cbot.com/cbot/pub/cont_detail/0,3206,1213+17700,00.html>. Acesso em: 14 out. 2007.