

CAPÍTULO 8

Integração entre os Mercados de Milho e Soja: uma Análise através da Transmissão de Preços

Affonso Amaral Dalla Libera

Paulo Dabdab Waquil

Introdução

A importância do paradigma crescimento econômico – degradação ambiental ganha maiores dimensões ao mobilizar recursos e esforços científicos na busca de fontes alternativas de energia, tanto para reduzir os problemas ambientais quanto para aumentar a segurança no suprimento da mesma, garantindo o desenvolvimento econômico. Neste sentido, os biocombustíveis surgem como a principal alternativa dentre as fontes renováveis, motivando oscilação dos preços, tanto no mercado físico quanto futuro de milho e soja, refletindo, possivelmente, a integração de mercados existente entre tais *commodities*.

Verifica-se que os governos de países como Estados Unidos e Brasil têm legislado acerca do aumento do percentual de etanol e biodiesel a serem misturados à gasolina e óleo diesel, respectivamente, o que vem gerando um aumento nas expectativas a longo prazo referentes à quantidade demandada por estes produtos, influenciando os preços.

Associado a este fator, há redução dos estoques mundiais de milho e soja. No caso do milho, os principais fatores no mercado são os Estados Unidos e a China, sendo que estes já sinallizaram com um aumento no consumo, à medida que a produção de álcool a partir do milho nos Estados Unidos vai se aproximando do planejado e que seja mantido o crescimento da renda na China. No caso da soja, os estoques mundiais estão se reduzindo devido à conjugação de dois fatores: um aumento no consumo mundial e a redução de área cultivada com a cultura.

Dois ou mais mercados podem interferir na determinação dos preços e níveis de produção entre si quando se considera que um produto consiste em matéria prima do outro, ou porque são ora substitutos ora complementares em termos de oferta e demanda. No caso do milho e da soja, estas relações podem ter características de substituição (em termos de oferta, consideram-se do a opção de plantar uma ou outra cultura) ou serem complementares (em termos de demanda, na fabricação de rações, por exemplo), dependendo do nível de mercado que se pretende analisar.

A alteração nas condições de oferta e demanda destes produtos motivou o estudo da integração de mercados entre eles. Com isso, o objetivo do presente artigo consiste em responder a seguinte pergunta: há integração de mercados e, consequentemente, transmissão de preço entre os mercados físicos de milho e soja ao nível de produtor no Brasil e o mercado futuro de milho, considerando o período de julho de 1994 a junho de 2008? Em caso afirmativo, busca-se calcular os componentes da transmissão de preço.

Nas últimas três décadas, o Brasil se tornou um dos grandes atores no mercado mundial de soja, ocupando a segunda colocação dentre os maiores exportadores mundiais do grão, farelo e óleo, detendo respectivamente 34,26%, 23,89% e 23,38% destes mercados (MAPA, 2008). 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).

Para o mercado de milho, conforme dados divulgados por Carvalho (2007), no caso dos Estados Unidos, incentivos financeiros e políticas governamentais que beneficiam a inserção dos biocombustíveis na matriz energética norte-mericana têm aumentado significativamente a expectativa de consumo deste país. Já na China, segundo a mesma fonte, o aumento de consumo está relacionado com o aumento de renda dos chineses, acarretando maiores importações de milho e também de carnes, setor que tem como insumo o milho. Estes dois países consistem nos maiores produtores e nos maiores consumidores de milho do mundo (AHS; DOHLMAN, 2007).

A falta de sincronia entre oferta e demanda mundial, representada pela redução dos estoques, pode abrir uma importante oportunidade de expansão para o Brasil, pois embora o país não apareça na lista dos principais exportadores de milho, apresenta produtividade bastante inferior à dos maiores produtores.

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, determinando a ocorrência de comercialização e a aceleração do processo de integração de mercados.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em quatro seções. Na segunda, são apresentados aspectos teóricos relacionados com integração de mercados e transmissão de preços; na terceira, a metodologia utilizada; na quarta, os resultados obtidos; e na quinta, as considerações finais.

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 Barret (2001), tradicionalmente o enfoque dos estudos econômicos sobre integração de mercados esteve baseado no conceito de transacionabilidade. Porém, esta 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 devido às relações comerciais comuns com uma terceira região *k*, por exemplo.

Conforme o autor, a abordagem do tema baseada na transacionabilidade e suas propriedades consiste em condições suficientes 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 transação, ou seja, faz referência à alocação eficiente de recursos escassos, tendo como consequência a convergência dos preços.

Neste 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,

nível de mercado se originam as variações nos preços e em que sentido essas variações se transmitem; ii) durante que período se dá a transmissão e com qual intensidade; e iii) 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 caso que tangencia à análise de dados de séries temporais de produtos agrícolas, caracterizada por fortes tendências.

Teste de raiz unitária

Uma série é considerada fracamente estacionária se os pressupostos $E(Y_t) = \mu$ (média constante), $\text{var}(Y_t) = 2$ (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 destes pressupostos, diz-se que a série é não-estacionária, e regressões feitas a partir de séries não-estacionárias (apresentam raiz unitária) podem levar a estimadores de mínimos quadrados e testes estatísticos enganosos e não-confiáveis (GUJARATI, 2005).

Devido a este problema, a proposta de operacionalização deste artigo inicia-se verificando a estacionariedade das séries temporais. Por serem bastante conhecidos na literatura de séries temporais, os procedimentos de estimação dos testes de raiz unitária não foram apresentados. Entretanto, as especificações econométricas podem ser obtidas em Enders (1995).

Considerando a possibilidade do termo de erro (μ_t) ser autocorrelacionado, utiliza-se o teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) que ajusta o teste de 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 são distribuídos de forma independente e idêntica.

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, por exemplo, 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; MARGARIDO; NOGUEIRA, 2002). Embora ciente das limitações desta abordagem, o presente artigo adota como conceito de integração de mercados o enfoque referente à LPU, pois cabe enfatizar que esta 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 esta 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 alicercado em três componentes principais: i) co-movimento de preços e ajustamento integral, o que implica em transmissão completa em algum ponto no tempo; ii) dinâmica e velocidade de ajustamento; e iii) 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 para 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; MORRISSON, 2002). Em se tratando de mercado de *commodities*, a convergência dos preços é o melhor indicador de integração de mercados, pois esta dinâmica reflete todos os custos relevantes gerados pelo comércio (Findlay; O'Rourke, 2001).

Porém, a observação empírica dos dados referente 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 este movimento se evidencia com certa elasticidade de transmissão.

Segundo Aguiar (1993), o conhecimento acerca da transmissão de preços tem evoluído buscando responder a três perguntas principais: i) em que

Co-integração

Co-integração significa que séries temporais não-estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio a longo prazo. Conforme Harris (1995), o conceito de co-integração indica a existência de um equilíbrio a longo prazo para o qual as séries convergem no tempo.

Os principais testes usados para testar co-integração são os testes DF e ADF sobre μ t estimado da regressão co-integrante. Neste 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 estas condições e, por isso, nomeiam o teste.

O procedimento para realizar o teste de co-integração consiste em: 1) estimar a equação 1; 2) capturar os resíduos da regressão gerando séries temporais com os mesmos; e 3) aplicar o teste de EG sobre os resíduos da regressão de co-integração.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t \quad (1)$$

Se as séries tiverem de ser diferenciadas o mesmo número de vezes para adquirir estacionariedade, podem estar co-integradas, dependendo das propriedades do resíduo da regressão co-integrante (deve ser I(0)). Mais especificamente no caso do teste de co-integração, a comprovação da existência de um equilíbrio a longo prazo é condição suficiente para validar a LPU já que choques de oferta e/ou demanda terão o mesmo impacto em ambos os mercados a longo prazo, acarretando na assunção da hipótese de integração entre os mercados.

Mecanismo de correção de erro

Observada a relação de co-integração entre as variáveis, deve-se incluir no modelo, convenientemente diferenciado, um componente que recupere as informações de longo prazo, chamado de Mecanismo de Correção de Erro. Esse mecanismo consiste na inclusão do resíduo da equação de co-integração (com uma defasagem) na estimação do modelo econométrico especificado nas diferenças, originando o Modelo com Correção de Erro, conforme equação 2 (GUJARATI, 2005):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \mu_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

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

Conforme Gujarati (2005), ΔX_t captura as perturbações a curto prazo em X_t , enquanto que μ_{t-1} (também chamado de termo de correção de erro) captura o ajustamento para o equilíbrio a longo prazo, sendo que se α_2 for estatisticamente significativo, nos diz qual a proporção do desequilíbrio em Y_t em um período 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_t "Granger causa" Y_t se valores passados de X_t ajudam a prever o valor presente de Y_t (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 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 3:

$$\ln Y_t = \alpha + \beta \ln X_t + \mu_t \quad (3)$$

Onde: X_t é predictor de Y_t .

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 filtrações das séries, se necessário for, utiliza-se a estimação em primeira diferença.

Teste de raiz unitária

Procedeu-se aos testes formais de raiz unitária, sendo escolhido o teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Os resultados dos testes, em nível e em primeira diferença, são apresentados no Quadro 1.

Quadro 1 – Resultados dos testes de estacionariedade (raiz unitária)

Varável preço	ADF em nível	ADF primeira diferença	Ordem de integração
LNSF	-0,842150	-8,728564	I(1)
LNMF	-1,063700	-9,422786	I(1)
LNCBOT	-0,913240	-8,178315	I(1)
Estatística teste Aumentado Dickey-Fuller = -4,014 para 99% de confiança, -3,437 para 95% de confiança e -3,142 para 90% de confiança.			

Fonte: Elaborado pelos autores.

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 $p = 1$, o que leva à conclusão de que existe o problema de raiz unitária nas séries observadas em nível.

Todavia, as séries são integradas de mesma ordem se as mesmas possuem raiz unitária (são não-estacionárias) em seus níveis e devem ser diferenciadas o mesmo número de vezes para se tornarem estacionárias (RAPSO-MANIKIS; HALLAM; CONFORTI; 2003).

Dessa forma, foi realizado o teste de raiz unitária (ADF) para as variáveis objeto deste estudo em primeira diferença. Conforme os resultados expressos no Quadro 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 co-integração

A partir dos testes de estacionariedade, o próximo passo consistiu na verificação da existência de co-integração entre as variáveis relacionadas. Estas foram organizadas em pares, de acordo com as relações que se pretende avaliar, e regredidas (em nível) conforme a equação 1.

Conforme Pindick e Rubinfeld (2004), essas 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 milho e soja no Brasil (LNMF e LNSF respectivamente), e cotações futuras para o milho junto à CBOT (*Chicago Board of Trade*) referente ao vencimento mais curto (LNCBOT). 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 aos mercados físico foram calculados pela FGV e obtidos junto à *home page* do IPEADATA (www.ipeadata.gov.br), em reais por quilo já na frequência mensal. Os dados referentes ao mercado futuro foram coletados junto ao site da CBOT (www.cbot.com), 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

Este seção tem como objetivo apresentar os principais resultados encontrados bem como estabelecer as devidas relações com o referencial teórico exposto, sendo que se interpretam os mesmos de acordo com o objetivo proposto.

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 co-integração.

No que tange a aspectos relacionados à determinação do número de defasagens, esta 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.

No caso do teste de causalidade de Granger envolvendo LNMFBOT, o Quadro 3 demonstra uma relação causal unidirecional no sentido de Granger de LNMFBOT para LNMFB, e, a transmissão de preços de LNMFBOT para LNMFB ocorreu com até 3 meses de defasagem. Este resultado vai ao encontro do encontrado por Santos, Pereira e Vieira (2007), cujo trabalho apontou a existência de uma relação causal unidirecional do mercado externo para o mercado interno de milho.

Quadro 3 – Resultado teste de causalidade de Granger MF / MCBOT

Amostra: 1 168		Defasagens: 3	
Hipótese nula:		F-Statistic	
LNMFB não causa LNMFBOT no sentido de Granger	0,67586	Probabilid.	0,56805
LNMFBOT não causa LNMFB no sentido de Granger	3,19558		0,02514

Fonte: Elaborado pelos autores.

Estes resultados apresentam-se conforme o esperado, pois, por hipótese, o preço futuro de uma mercadoria em determinado dia reflete o consenso dos agentes de mercado naquele dia sobre quanto será o preço em um ponto futuro no tempo. Considerando a eficiência dos mercados futuros para estas relações, comprovada pela validação dos pressupostos teóricos da LPU no teste de co-integração, previa-se relações causais entre os mercados físicos e futuros de milho no período analisado.

Para o teste de causalidade de Granger envolvendo LNSF / LNMCBOT, o Quadro 4 demonstra uma relação causal unidirecional no sentido de Granger de LNMCBOT para LNSF, sendo que a transmissão de preços de LNMCBOT para LNSF ocorreu com até 3 meses de defasagem.

O que se busca na regressão de co-integração é a avaliação da estacionariedade dos resíduos. Tendo em vista este objetivo, foram geradas séries temporais com os mesmos, sobre as quais foi aplicado o teste de EG. As regressões co-integrantes estabelecidas, bem como os principais resultados podem ser acessados no Quadro 2.

Quadro 2 – Resultados dos testes de co-integração

Regressão	Variável dependente	Variável explicativa	EG calculado	Estacionariedade dos resíduos
MF e MCBOT	LNMFBOT	LNMFB	-2,174203	Não
		LNMFBOT	-3,805700	Sim I(0)
SF e MCBOT	LNSF	LNMFBOT	-4,049606	Sim I(0)
		LNSF	-2,148115	Não

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

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota-se que, quando se estabelece a regressão de co-integração 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 co-integração é maior do que os valores críticos de EG, o que permite rejeitar a hipótese nula de não co-integração em favor da hipótese alternativa de co-integração (estacionariedade dos resíduos – $I(0)$).

Essa condição de equilíbrio a longo prazo é suficiente para afirmar a eficiência do mercado futuro de milho no período analisado, validando os pressupostos teóricos da LPU, acarretando na determinação da existência de integração entre os mercados. Esta eficiência é verificada quando observado que choques de oferta e de demanda no mercado futuro (LNMFBOT) têm igual impacto sobre os mercados físico (LNSF e LNMFB) a longo prazo. A co-integração entre os mercados LNSF / LNMFBOT era esperada tendo em vista a relação de substitutabilidade em termos de oferta que se observa entre estas culturas, culminando com a validação dos pressupostos teóricos da LPU nestas relações.

No caso das regressões onde não se verificou co-integração, não significa necessariamente que estas relações seja espúrias. Os modelos adotados neste artigo partem da assunção de uma relação linear entre as variáveis, sendo que não se exclui a possibilidade de haver uma relação a longo prazo não linear entre as mesmas.

Quadro 4 – Resultado teste de causalidade de Granger SF / MCBOT

Amostra: 1 168	Defasagens: 3
Hipótese nula:	F-Statistic
LMCBOT não causa LNSF no sentido de Granger	8.43783
LNSF não causa LNSF no sentido de Granger	0.58467
	0.62591

Fonte: Elaborado pelos autores.

Devido à existência de uma relação de substitutabilidade em termos de oferta entre os cultivos de soja e de milho e ao fato de o Brasil consistir em um importante ator no mercado internacional de soja, os resultados encontrados estão de acordo com o esperado. Por hipótese, uma elevação em LNSF/MCBOT determina uma migração de área plantada da cultura para a cultura do milho devido à maior atratividade econômica desta atividade. Como o Brasil é um importante ator no mercado de exportação de soja, a relação de causa/efeito no sentido de Granger reflete uma redução da área plantada com soja em favor do aumento da área plantada com milho, em termos mundiais.

Por fim, observa-se que o Brasil comporta-se como tomador de preço, tanto no mercado de milho quanto no mercado de soja, considerando que só existe relação de causa/efeito no sentido de Granger do mercado futuro para os mercados físicos. Tendo em vista que os testes de causalidade tiveram como resultado relações unidirecionais, não foi possível avaliar a existência de assimetria na transmissão de preços entre mercados.

Estimação da elasticidade de transmissão de preços e MCF

As elasticidades de transmissão foram estimadas de acordo com a equação 3, 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 este problema, as equações foram refeitas considerando as primeiras diferenças das séries.

Foi incorporado ao modelo um mecanismo de correção de erro, conforme apontou ser necessário o teste de co-integração, segundo equação 2.

O Quadro 5 resume os principais resultados obtidos.

Quadro 5 – Resultado Elasticidade de transmissão de preço

Equação		Prob.α1	Prob.α2	R ²	DW
DLNMF=-0,0042+0,0845DLNMCBOT+0,3001 μ_{t-1}		0,2695	0,0001	0,09	1,98
DLNSF=-0,0035+0,1888 DLNMCBOT+0,3201 μ_{t-1}		0,0053	0,0000	0,14	1,90

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tendo em vista o objetivo deste artigo, para os pares de variáveis que não apresentaram relação de causa e efeito, não foi estimada a equação de elasticidade de transmissão de preços. De maneira geral, o que se observa é uma fraca relação contemporânea entre as relações contempladas neste estudo, tendo em vista o baixo valor do R².

Os resultados da equação de estimação da elasticidade de transmissão de preços envolvendo o mercado físico de milho (LNSF) em função do mercado futuro de milho (LNSF) indicam que, a cada 1% de variação no mercado futuro de milho, 0,0845% é transmitida ao mercado físico de milho no mesmo período e 0,30% no período seguinte, sendo que o coeficiente estimado α1 não apresentou significância estatística a 1%, 5% ou 10% de significância. Contudo, α2 demonstrou-se estatisticamente significativo a 1%, indicando que a transmissão de preços talvez leve um período maior entre tais mercados e expressando o significado econômico desta relação, considerando a eficiência destes mercados evidenciada no teste de co-integração. No total, estima-se que cerca de 39% das variações no preço no mercado futuro de milho são transmitidas para o preço do mercado físico de milho.

Os resultados da estimação da elasticidade de transmissão de preços envolvendo o mercado físico de soja (LNSF) em função do mercado futuro de milho (LNSF) indicam que a cada 1% de variação no mercado futuro de milho, 0,18% desta é transmitida ao mercado físico de soja no mesmo período e 0,32% no período seguinte, sendo este resultado estatisticamente significativo com um intervalo de confiança de 99%. No total, estima-se que cerca de 50% das variações no preço no mercado futuro de milho são transmitidas para o preço do mercado físico de soja.

Considerações finais

Os resultados indicam que há integração e, consequentemente, transmissão de preços entre os seguintes pares de variáveis (mercados), como dependente e explicativa respectivamente: soja físico / milho futuro e milho físico / milho futuro. O fato de existir co-integração entre tais pares 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.

Por fim, o mercado destas *commodities* sofre 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 Bibliográficas

- AGUIAR, D. R. D. A questão da transmissão de preços agrícolas. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, 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/Soybeans/Oilcrops/2007baselinc.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*. Roma: 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, 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*, Londres, v. 33, n. 4, p. 512-534, Apr. 1997.
- CARVALHO, M. A. de. *Milho*. Brasília: CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento, 2007. Disponível em: <www.conab.gov.br/conabweb/download/cas/especial/prospecao_2007_08_milho.pdf>. Acesso em: 15 out. 2007.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley, 1995. 433p.
- 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. (Eds.). *Handbook of agricultural economics*. Amsterdam: Elsevier, 2001. Vol. 1. Cap. 17.
- 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.
- FINDLAY, R.; O'ROURKE, K. *Commodity market integration, 1500-2000*. Cambridge: Massachusetts, 2001. (Working Paper n. 8579)
- GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2005.
- HARRIS, R. I. D. *Co-integration analysis in econometric modeling*. London: Prentice Hall, 1995.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *International economics: theory and policy*. 4. ed. Massachusetts: Addison Wesley, 1997.
- LOVADINE, D.; BACCCHI, M. R. P. *Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos de complexo soja*. 2005. Disponível em: <www.sober.org.br/palestra/2/463.pdf>. Acesso em: 20 out. 2008.
- MAPA. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. *Exportações do agronegócio: ranking por produto*. Disponível em: <www.agricultura.gov.br>. Acesso em: 15 set. 2008.
- MILJKOVIC, D. The law of one price in international trade: a critical review. *Review of Agricultural Economics*, Washington, v. 21, n. 1, p. 126-139, Spring/Summer, 1999.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. *Econometria: modelos e previsões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.
- 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*. Roma, 2003. p. 51-76.
- SANTOS, V. F.; PEREIRA, M. W. G.; VIEIRA, W. C. Transmissão de preços do milho entre os mercados externo e interno. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 2007, Foz do Iguaçu. *Anais...*. Brasília: SOBER, 2007. 1 CD-ROM.