

Análise do preço do milho nos mercados externo e interno

Vladimir Faria dos Santos¹
Matheus Wemerson Gomes Pereira²
Marcelo José Braga³
Wilson da Cruz Vieira⁴

Resumo: O crescimento da quantidade exportada do milho pelo Brasil, a partir de 2001, tem levado a uma provável influência do preço internacional desse cereal sobre o preço recebido pelos produtores domésticos. Assim, este trabalho visa a analisar a relação entre esses dois mercados no período de janeiro de 1996 a julho de 2006. Para isso, foram realizados os testes de estacionariedade, causalidade de Granger e de co-integração. O teste de Granger sugere que há relação unidirecional entre o preço externo e o preço para o produtor, isto é, o preço externo impacta (no sentido de Granger) os preços internos. O resultado do teste de co-integração indica que as séries são co-integradas e, portanto, possuem relação de longo prazo. Por meio do mecanismo de correção de erros, constatou-se que as mudanças de curto prazo nos preços externos se refletem lentamente nos preços para o produtor.

Palavras-chave: co-integração, causalidade de Granger; estacionariedade, produtor.

Abstract: The objective of this paper is to analyze the relationship between the international and domestic corn market in the period from January 1996 to July 2006. Stationarity, Granger causality and co-integration tests were performed to the corn price series. Granger test suggest a unidirectional relationship between international price and the price received by farmers, that is, international price cause domestic prices. The results indicate that the price series are co-integrated and, therefore, they have a long run relationship. The error correction model suggests the short run changes in international prices are slowly transmitted to the domestic price.

Key words: co-integration, Granger causality, stationarity, farmers.

Introdução

A produção de commodities agrícolas, por depender de fatores considerados instáveis – que vão além de fatores ambientais, fatores de oferta e demanda interna e externa e ainda fatores de

comercialização –, exerce grande influência na variabilidade do nível de preços, o que, por sua vez, impõe dificuldades no planejamento da produção e no abastecimento de mercados (TWEETEN, 1979).

¹ Estudante de Mestrado em Economia Aplicada, bolsista do CNPq. Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, vladi_fs@yahoo.com.br

² Estudante de Mestrado em Economia Aplicada, Bolsista do CNPq. Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, matheuswgp@yahoo.com.br

³ Professor associado do Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, mjbraga@ufv.br

⁴ Professor associado do Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, wvieira@ufv.br

Alguns economistas sugerem que os produtos agrícolas podem ser divididos em dois grupos: os de mercado externo e os de mercado interno. Os primeiros estão relacionados com as variáveis externas, como taxa de câmbio, preços externos e oferta mundial do produto. Os produtos de mercado interno, por sua vez, respondem às variáveis internas, como renda, taxa de juros e aumento da demanda interna (COELHO, 2004). Não é evidente que essa dicotomia seja válida no atual cenário de globalização, no qual as economias mundiais se encontram cada vez mais inter-relacionadas, e a equalização de preços parece predominar em alta nesses mercados.

No que tange aos preços externos, o processo de globalização tem papel importante na influência dessa variável sobre a oferta de produtos agrícolas domésticos. Ou seja, com as economias dos países mais expostas às turbulências internacionais, os produtos agrícolas domésticos podem sofrer mais intensamente as influências dos preços externos. Para Barros e Fontana (2007), a melhora da conjuntura econômica da agropecuária brasileira, em 2006, deveu-se principalmente à elevação dos preços no mercado externo. Portanto, dependendo das condições do cenário internacional, o produtor interno pode auferir ganhos (caso os preços estejam em alta) ou perdas (quando os preços estão em baixa).

No caso do milho, apesar de o Brasil não ter tradição de exportador ou importador, sempre se pensou que ele tivesse potencial para participar do mercado externo, e isso começou a tornar-se realidade nos anos de 2001 e 2002, quando as participações brasileiras no mercado internacional foram, respectivamente, de 8 % e 2 % (EMBRAPA MILHO E SORGO, 2007). De acordo com o United States Department of Agriculture (USDA) (USDA, 2007), a projeção, para o ano de 2007, é que o Brasil participe no mercado mundial com 3,2 % do total comercializado. Segundo essa mesma fonte, estima-se que o País continue como um exportador líquido de milho por causa dos preços mundiais atrativos e por nichos de mercado.

Outro fator que pode ser importante para o aumento da participação do Brasil como exportador líquido é a crescente demanda dos Estados Unidos por milho, para a produção de energia. Pressionados pelo fato de serem os maiores poluidores do planeta, os norte-americanos buscam esse produto para aumentar a parcela de biocombustíveis em sua matriz energética. O Brasil poderá se tornar um parceiro estratégico tanto na exportação de etanol como na transferência de tecnologia para os EUA e para países em desenvolvimento, os quais poderão se tornar fornecedores internacionais do produto (MATTEDI, 2007).

Segundo a Sociedade Rural Brasileira (2007), o uso do milho para produção de etanol nos Estados Unidos tem alterado a oferta e a demanda do produto, fazendo com que os preços mundiais reflitam tal alteração. Diante disso, a expectativa é que o preço do milho tenha forte valorização.

Assim, o crescimento da quantidade exportada do milho, a partir de 2001, tem levado a uma provável influência do preço internacional do milho sobre o preço interno desse cereal.

Diante do exposto, questiona-se se oscilações nos preços mundiais do milho vão repercutir nos preços internos recebidos pelos produtores e qual é a velocidade de transmissão desses preços. Portanto, o objetivo neste trabalho é testar a hipótese de que o preço externo do milho influencia o preço recebido pelos produtores. Para isso, foi determinada a relação de causalidade entre essas duas variáveis.

Referencial teórico

Integração de mercados

Integração de mercados pode ser entendida como o grau em que os preços de diferentes regiões se relacionam ao longo do tempo. Semelhantemente, Monke e Pitzel (1984) a definem como um processo pelo qual acontece a interdependência de preços. Já para Goodwin e Piggot (2001), integração de mercados reflete

a extensão com que os choques são transmitidos entre mercados distintos.

Portanto, torna-se de grande relevância verificar até que ponto os movimentos do preço interno acompanham os movimentos do preço externo. É perfeitamente possível que, embora persistam diferenças de nível entre os dois preços, sua evolução ao longo do tempo evidencie alto grau de vinculação entre eles. Embora seja inegável que custos de transportes, entraves advindos de políticas comerciais e práticas não competitivas acabem levando à discrepância entre o preços interno e externo, a magnitude dessa discrepância pode se manter relativamente estável, caso esses fatores subjacentes à discrepância não se alterem significativamente ao longo do tempo (ABREU et al., 2006).

Há diversos conceitos que procuram descrever a dependência entre mercados, entre os quais se destacam a arbitragem espacial e a lei do preço único (LPU).

Arbitragem espacial

Por arbitragem, entende-se o ato de comprar uma mercadoria em um local, na forma em que ela é mais barata, e, em seguida, vendê-la onde ela possui preço maior – tudo isso, após compensar os custos de transferências. Em outras palavras, em um processo de arbitragem, os agentes econômicos asseguram que os preços de bens homogêneos de quaisquer duas regiões diferem, no máximo, pelo custo de transferir o bem de uma localidade com preço mais barato para outra com preço mais caro. Formalmente,

$$p_l - p_i \leq r_{il}, \quad (1)$$

em que p_l representa o preço do bem no local l ; p_i , o preço do produto no local i ; e r_{il} , o custo do transporte da mercadoria do local i para o local l .

A lei do preço único

A LPU postula que, na ausência de barreiras comerciais, o processo de arbitragem garantirá que os preços de um bem homogêneo em dois países, expressos em moeda comum,

não podem diferir em valor superior aos custos de transação. Ou seja, se os preços nesses dois países forem diferentes, então os agentes econômicos farão arbitragem e conduzirão os preços à igualdade. Dessa forma, a LPU é um processo que se confirma no longo prazo.

De acordo com o modelo proposto por Mundlak e Larson (1992), que tem como base a lei do preço único, o preço doméstico pode ser expresso da seguinte maneira:

$$P_{it} = P_{it}^* \times E_t \times S_{it}, \quad (2)$$

em que:

P_{it} = preço doméstico do produto i no ano t .

P_{it}^* = preço internacional do produto i no ano t .

E_t = taxa de câmbio nominal.

S_{it} = tarifas ou subsídios.

Essa formulação ignora diferenças na qualidade do produto, no custo de transporte, na estocagem do produto, no custo de marketing e em todos os outros insumos domésticos não comercializáveis. Além disso, a equação (2) é baseada na hipótese de que diferenças nas taxas domésticas e internacionais de inflação são captadas pelo termo E_t .

Referencial analítico

Para testar a direção de causalidade entre os preços (externos e internos), foi utilizada a metodologia desenvolvida por Granger (1969), que faz uso dos modelos de defasagem distribuída.

Uma das exigências desse teste é que as séries temporais envolvidas no modelo sejam estacionárias. De forma geral, uma variável Y_t é estacionária se sua distribuição de probabilidade não muda ao longo do tempo, ou seja, a estacionariedade requer que o futuro seja igual ao passado, ao menos em termos probabilísticos (STOCK; WATSON, 2004).

Na literatura, há diversos testes que detectam se uma série temporal é estacionária. Neste trabalho, foi utilizado o teste mais conhecido – o teste de raiz unitária.

O modelo analítico da LPU

O modelo analítico estruturado a partir da teoria da LPU, baseado em Mundlak e Larson (1992), implica o acréscimo do termo de erro, denotado por u_{it} , na equação (2), que pode ser reescrita na forma logarítmica como:

$$p_{it} = p_{it}^* + e_t + s_{it} + u_t, \quad (3)$$

em que $u \sim \text{IID}(\mu, \sigma^2)$ e $E(eu) = E(su) = E(p^*u) = 0$, o que significa que u_t não é correlacionado com nenhuma das variáveis explicativas.

Para testar a validade da lei do preço único, estima-se a seguinte equação:

$$p_{it} = \alpha + \beta p_{it}^* + \gamma e_t + \varepsilon_t. \quad (4)$$

A equação (3) pode ser expressa em termos da equação (4), sujeita à restrição $H_1: \beta = 1$, e $H_2: \gamma = 1$. O coeficiente β é a elasticidade do preço doméstico em relação ao preço internacional ou, de outro modo, a elasticidade de transmissão. Quando seu valor é igual à unidade, isso significa que variações nos preços internacionais são plenamente transmitidas aos preços domésticos. Ao contrário, quando β for igual a zero, isso implica que não há influência dos preços internacionais sobre os preços domésticos. Segundo Barbosa et al. (2002), é comum β situar-se entre zero e um, refletindo alguma política comercial ou algum tipo de restrição imposta ao mercado.

Teste de raiz unitária

Esse teste pode ser entendido com base na seguinte equação:

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

em que, Y_t é uma série temporal, e u_t é o termo de erro aleatório.

Segundo Gujarati (2006), a idéia geral por trás do teste de raiz unitária é fazer uma regressão de Y_t em relação ao seu valor defasado em um período e verificar se o ρ estimado é

estatisticamente igual a 1. Caso isso ocorra, Y_t é não estacionária.

De modo alternativo, pode-se subtrair Y_{t-1} de ambos os lados da equação (4) e obter:

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

em que $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ e $\phi = \rho - 1$.

Após estimar (6), testa-se a hipótese nula de que $\phi = 0$ (o que implica $\rho = 1$) contra a hipótese alternativa $\phi < 0$. Caso não seja rejeitada a hipótese nula, constata-se que a série é não estacionária.

Diante de uma série não estacionária, a equação (6) torna-se:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t, \quad (7)$$

indicando que a primeira diferença, $I(1)$, da série temporal Y_t é estacionária, já que ε_t é um ruído branco⁵.

Deve-se ressaltar que a estatística necessária para saber se o coeficiente estimado de Y_{t-1} é igual a zero é a estatística tau (τ), também conhecida como teste Dickey-Fuller (DF) (GREENE, 1997).

Até o momento, não se consideraram modelos que apresentam deslocamento ou tendência (determinística ou estocástica). Assim, para levar em conta essas possibilidades, o teste DF é estimado de três formas alternativas, ou seja:

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t, \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \phi Y_{t-1} + u_t, \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \phi Y_{t-1} + u_t, \quad (10)$$

em que T é o tempo ou a tendência. Em cada forma, a hipótese nula é $\phi = 0$.

Teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF)

Ao contrário do teste de Dickey-Fuller, o teste ADF leva em conta a possibilidade da

⁵ Média zero e variância constante.

autocorrelação entre os termos de erro. Especificamente, este teste consiste em incorporar a variável ΔY defasada em j períodos na equação (10) e estimá-la. Algebricamente, tem-se:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta Y_{t-j} + u_t. \quad (11)$$

Nesse teste, a hipótese nula continua a mesma, $\phi=0$, bem como a distribuição assintótica da estatística de DF.

Teste de raiz unitária com sazonalidade

Há vários modos de tratar de sazonalidade em uma série. Enders (1995) demonstra que o método mais direto acontece quando o padrão sazonal é puramente determinístico. Nesse caso, consideram-se que D_1, D_2, D_3 e D_4 representam as *dummies* de cada trimestre, em que o valor de D_i é igual a um no período i e zero nos demais períodos. A regressão estimada é representada por

$$Y_t = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \hat{y}_t, \quad (12)$$

em que \hat{y}_t é a regressão residual, que representa o valor sem o efeito sazonal da função y_t .

A seguir, usa-se a regressão residual para estimar a seguinte equação:

$$\Delta \hat{Y}_t = \gamma \hat{y}_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta \hat{y}_{t-i+1} + \varepsilon_t. \quad (13)$$

A hipótese nula da raiz unitária (i.e., $\gamma=0$) é testada usando a estatística τ_μ (Dickey-Fuller). Rejeitar a hipótese nula equivale a aceitar a alternativa de que a série $\{Y_t\}$ é estacionária.

Teste de causalidade de Granger

O teste de Granger requer a estimativa de duas equações, a saber:

$$P_{ex,t} = \sum \alpha_i P_{pro,t-i} + \sum \beta_j P_{ex,t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (14)$$

e

$$P_{pro,t} = \sum \lambda_i P_{pro,t-i} + \sum \delta_j P_{ex,t-j} + \varepsilon_{2t}, \quad (15)$$

em que:

$P_{ex,t}$ = preço do milho no mercado externo no período t .

$P_{ex,t-j}$ = preço do milho no mercado externo, defasado em j períodos.

$P_{pro,t}$ = preço recebido pelos produtores de milho no período t .

$P_{pro,t-i}$ = preço recebido pelos produtores de milho, defasado em i períodos.

Diante disso, as possíveis direções de causalidade, de acordo com Gujarati (2006), entre essas duas variáveis (preço externo do milho e preço para o produtor) são:

1. Causalidade unidirecional de P_{pro} para P_{ex} : quando os coeficientes estimados do $P_{pro,t-i}$ (equação 1) são, em grupo, estatisticamente diferentes de zero, e o conjunto dos coeficientes do $P_{ex,t-j}$ (equação 2) são estatisticamente iguais a zero.
2. Causalidade unidirecional de P_{ex} para P_{pro} : quando o conjunto de coeficientes defasados de P_{pro} (equação 1) não é estatisticamente diferente de zero, e o conjunto de coeficientes defasados do P_{ex} (equação 2) é estatisticamente diferente de zero.
3. Causalidade bilateral: é observada quando os conjuntos de coeficientes P_{ex} e P_{pro} não são estatisticamente iguais a zero nas duas regressões.
4. Independência: essa característica ocorre quando os conjuntos de coeficientes de P_{ex} e P_{pro} não são estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.

Em termos mais gerais, visto que o futuro não pode prever o passado, se uma variável x (Granger), por exemplo, causa a variável y , então variações em x deveriam preceder variações em y .

Teste de co-integração

As regressões que fazem uso de séries temporais não estacionárias podem incorrer em

um problema conhecido como regressão espúria. Esse problema é constatado quando regressões com resultados aparentemente consistentes são obtidas a partir de séries temporais não estacionárias, por exemplo, do tipo I(1).

Apesar da possibilidade de duas séries temporais I(1) gerarem regressões espúrias, há casos em que isso não ocorre. Para testar essa hipótese, utiliza-se o teste de co-integração.

De acordo com Gujarati (2006), duas variáveis são co-integradas quando há relação de longo prazo ou de equilíbrio entre elas.

A idéia básica do teste de co-integração é verificar se os resíduos obtidos a partir de uma regressão com séries não estacionárias são I(0). Caso isso se confirme, pode-se dizer que a regressão fará sentido, ou seja, não será espúria.

Para ilustrar este teste, toma-se a seguinte equação:

$$Y_t = \beta_j D_j + \beta_1 X_t + u_t, \quad (16)$$

em que Y_t e X_t são séries temporais não-estacionárias, D_j são variáveis *dummies* para identificar o j-ésimo trimestre do ano, capaz de captar as influências sazonais da série, e β_1 é o efeito marginal de X_t sobre Y_t .

A partir de (16), obtém-se o u_t estimado e computa-se a seguinte regressão:

$$\Delta \hat{u}_t = \xi \hat{u}_{t-1}. \quad (17)$$

Ao obter a equação (17), compara-se a estatística t de \hat{u}_{t-1} ao valor crítico do τ de Engle-Granger. Se a estatística t for maior, em módulo, que o valor crítico, com o nível de significância desejada, pode-se rejeitar a hipótese de que Y_t e X_t não sejam co-integradas. Portanto, a regressão não é espúria.

Mecanismo de correção de erros

O conceito de co-integração revela a relação de longo prazo ou de equilíbrio entre

duas variáveis. No curto prazo, entretanto, pode ocorrer desequilíbrio. Para contornar esse problema, pode-se usar o modelo de correção de erros, que consiste em incluir os resíduos, defasados em um período, da equação de co-integração, equação (16), no seguinte modelo econométrico:

$$\Delta Y_t = \beta_j D_j + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 u_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (18)$$

Na equação (18), o termo u_{t-1} é o erro de equilíbrio, que ajusta o equilíbrio no longo prazo. O coeficiente β_2 indica, quando estatisticamente significativo, qual proporção do desequilíbrio na variável Y_t em um período é corrigida no período posterior.

Fonte de dados

Para analisar a relação entre mercados externo e interno, foram usadas duas séries de preços: uma com os preços médios mensais recebidos pelos produtores de milho e outra com os preços do mercado internacional. Os primeiros foram obtidos no Ipeadata (2007), que correspondem aos preços do período de janeiro de 1996 a julho de 2006, enquanto os últimos foram extraídos do Agriannual (INSTITUTO FNP, 2007), que correspondem aos preços da Bolsa de Chicago (CBOT).

Os preços internos (produtor) do milho foram deflacionados pelo índice IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas, enquanto a série de preço externo foi deflacionada pelo IPCA americano, com todos os índices obtidos do Ipeadata (2007).

Resultados e discussão

O teste de causalidade de Granger requer que as séries temporais envolvidas na análise sejam estacionárias. Para verificar esse requisito, utilizou-se o teste de raiz unitária.

Preços não estacionários (teste de raiz unitária⁶)

Os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) das duas séries de preços (externos e para o produtor) constam da Tabela 1. Foram consideradas três formas distintas: com intercepto e tendência, sem tendência e sem intercepto.

Os resultados sugerem que as duas séries de preços são não estacionárias – integradas de ordem 1 [I(1)] –, visto que o valor calculado (em módulo) foi menor do que o valor crítico. Esse resultado condiz com os encontrados por Abdulai (2000) e Campenhout (2007), que analisaram o mecanismo de transmissão do milho para os mercados de Gana e Tanzânia, respectivamente. Barbosa et al. (2002), trabalhando com algodão, também encontraram séries integradas de ordem 1.

Tabela 1. Resultados dos testes de raiz unitária para as séries de preços de milho dos setores externo e interno (produtor), no período de 1996 a 2006.

Modelo	PP ⁽¹⁾	PE ⁽²⁾	Valor crítico* (ADF)	Ordem de integração
Com tendência e intercepto	-2,91	-2,46	-3,44	I(1)
Sem tendência	-2,81	-2,16	-2,88	I(1)
Sem intercepto	-0,81	-0,62	-1,94	I(1)

⁽¹⁾ Preço recebido pelo produtor.

⁽²⁾ Preço no mercado externo.

* Nível de significância de 5 %.

Fonte: resultado da pesquisa (2007)

Influência dos preços externos (teste de causalidade de Granger)

Diante da não estacionariedade das duas séries de preços, trabalhou-se, ao aplicar o teste de causalidade de Granger, com suas primeiras diferenças. O resultado desse teste encontra-se na Tabela 2.

Utilizaram-se, no teste de causalidade, seis defasagens⁷, em que se constatou causalidade unidirecional de PE para PP, ou seja, os preços

Tabela 2. Resultados do teste de Granger para as séries PP e PE, no período de 1996 a 2006.

Hipótese nula	Estatística F	Probabilidade	Resultado
PE não causa PP	2,20	0,048*	Rejeita H ₀
PP não causa PE	0,80	0,708 ^{ns}	Não rejeita H ₀

* Significativo a 5 %.

^{ns} Não significativo.

Fonte: resultado da pesquisa (2007).

do milho no âmbito do produtor são influenciados pelos preços externos. Assim, oscilações de preços desta última variável causam impactos nos preços recebidos pelos produtores. Cabe ressaltar que o teste de causalidade de Granger não implica uma relação de causa e efeito, mas sim que há precedência temporal.

Efeito marginal de longo prazo (teste de co-integração)

Por causa da uncausalidade das séries PP e PE, a equação de co-integração foi a seguinte:

$$PP = \beta_j D_j + \beta_1 PE + u_t \quad (19)$$

O teste de co-integração consiste em observar o resíduo u_t a fim de verificar a existência de uma raiz unitária. Caso isso não ocorra, isto é, regressão I(0), afirma-se que as séries PP e PE são co-integradas e, portanto, não há regressão espúria. Os resultados da equação (19) e do teste de raiz unitária estão expostos nas Tabelas 3 e 4, respectivamente.

Ao estimar a equação (19), foi detectada a presença de autocorrelação serial. O método de correção foi o de Newey-West. Cabe observar que, na Tabela 4, mesmo após a correção da autocorrelação, todos os parâmetros foram estatisticamente significativos.

Após obter os resíduos da equação (15), testou-se sua estacionariedade. Assim, como se pode observar na Tabela 4, rejeita-se a hipótese, para nível de significância de 5 %, de que as duas séries não são co-integradas, isto é, os

⁶ Os testes DF e ADF apresentaram os mesmos resultados. Portanto, vamos expor apenas os resultados do teste ADF, que é o teste mais completo.

⁷ Os critérios estabelecidos para definir as defasagens foram os de Akaike e Schwarz.

Tabela 3. Resultado da regressão de co-integração.

Variável dependente: PP		
Variável ⁽¹⁾	Coefficiente	t - estatístico
D1	16,29553	10,07045*
D2	15,59371	8,564182*
D3	15,81389	9,036045*
D4	17,15252	11,85953*
PE	0,274246	2,278006**
R2	0,180559	
Adjusted R-squared	0,153692	
S.E. of regression	2,828006	

⁽¹⁾ As variáveis D1, D2, D3 e D4 são as *dummies* sazonais.

* Significativo a 1 %

** Significativo a 5 %.

Fonte: resultado da pesquisa (2007).

Tabela 4. Valores calculados pelo teste de Dickey-Fuller aumentado para o resíduo.

Estatística do teste de Dickey-Fuller aumentado para o modelo sem tendência e sem constante ⁽¹⁾		
	Estatística (t)	Prob.
Valor calculado por ADF	-1,972074	0,0469**
Valores críticos do teste		
Nível 1 %	-2,583444	
Nível 5 %	-1,943385	
Nível 10 %	-1,615037	

⁽¹⁾ Os modelos com intercepto e tendência e sem intercepto não foram apresentados, pois não foram significativos a 10 %.

** Significativo a 5 %.

Fonte: resultado da pesquisa (2007).

resíduos são estacionários. Por conseguinte, a equação (19) é uma regressão co-integrante e, conseqüentemente, não é espúria. Da mesma forma, constata-se que há relação de longo prazo e de equilíbrio entre PP e PE. Assim, o parâmetro da variável PE (Tabela 3) representa o efeito marginal de longo prazo de uma mudança infinitesimal de PE sobre PP.

Lei do preço único (mecanismo de correção de erros)

Para incorporar os aspectos tanto de curto quanto de longo prazo, estimou-se um modelo de correção de erros. Ao estimar tal regressão, foi detectada a presença de autocorrelação serial. Para corrigir esse problema, utilizou-se o método de Newey-West. O resultado encontra-se na Tabela 5.

Tabela 5. Mecanismo de correção de erros.

Variável dependente: DPP ⁽¹⁾		
Variável ⁽²⁾	Coefficiente	T - estatístico
D1	-0,635425	-3,456130*
D2	-0,091114	-0,510334**
D3	0,182572	0,989275**
D4	0,341091	1,819750***
DPE	0,168895	1,964018***
U(-1)	-0,072504	-2,173980****
R ²	0,166582	
R ² Ajustado	0,131856	
SQR ⁽³⁾	1,025025	

⁽¹⁾ A letra D em DPE e DPP refere-se à primeira diferença.

⁽²⁾ As variáveis D1, D2, D3 e D4 são as *dummies* sazonais

⁽³⁾ SQR significa a soma dos quadrados da regressão.

* Significativo a 1 %.

** Não foram significativos a 10 %.

*** Significativo a 5 %.

**** Significativo a 10 %.

Fonte: resultado da pesquisa (2007).

Apesar de as variáveis D4 e D2 não serem significativas a 10 %, os resultados da equação de correção de erros estão bem ajustados. O parâmetro de ajustamento do mecanismo de correção de erros, U(-1), é -0,07. Tal coeficiente é negativo, conforme esperado, e indica que 7 % da discrepância entre o preço externo e o preço recebido pelo produtor é eliminada ou corrigida a cada período.

O coeficiente da primeira diferença do preço externo foi 0,16, indicando que mudanças de curto prazo nos preços externos do milho se refletem lentamente nos preços recebidos pelos produtores, dada a pequena magnitude do coeficiente.

Em suma, pode-se notar que existe convergência no longo prazo entre PP e PE, comprovando, portanto, a lei do preço único.

Considerações finais

O objetivo deste trabalho foi verificar a relação de causalidade entre o preço do milho no mercado internacional e o preço recebido pelo produtor doméstico. O modelo teórico tem como base a lei do preço único, que postula que bens homogêneos comercializados entre países devem ter os mesmos preços, descontados os custos de transação.

O resultado do teste de causalidade de Granger sugere relação unidirecional, isto é, os preços do milho no mercado internacional têm influência na formação dos preços recebidos pelos produtores domésticos. Em outras palavras, os preços internacionais do milho causam (no sentido de Granger) os preços pagos a esses produtores. Diante disso, os produtores de milho devem acompanhar mais de perto o mercado internacional, dada a influência dos preços internacionais sobre o preço ao produtor.

Por meio do teste de co-integração, verificou-se também a relação de longo prazo entre os dois preços, sendo 7 % da discrepância entre PP e PE eliminada a cada mês. Isso indica que há tendência ao equilíbrio, comprovando assim a lei do preço único.

No que se refere à análise de curto prazo, conclui-se que os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente, mostrando que oscilações nos preços internacionais demoram a se refletir nos preços pagos aos produtores domésticos.

Referências

- ABDULAI, A. Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 63, n. 2, p. 327-349, dez. 2000.
- ABREU, M. P.; MEDEIROS, M. C.; WERNECK, R. L. F. **Formação de preços de commodities**: padrões de vinculação dos preços internos e externos. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2006. 45 p. (Texto para discussão, 474)
- BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JUNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 2, n.12, p. 79-108, 2002.
- BARROS, G. S. A. C.; FONTANA, F. C. **O porquê da elevação dos preços agropecuários**. Disponível em: < http://www.cepea.esalq.usp.br/comunicacao/Cepea%20-%20Macro_Agro%202007.doc >. Acesso em: 22 jan. 2007.
- CAMPENHOUT, B. V. Modelling trends in food market integration: method and an application to Tanzanian maize markets. **Food Policy**, Washington, v. 32 n. 1 p.112-127, fev. 2007.
- COELHO, A. B. A cultura do algodão e a questão da Integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 42, n. 1, p. 153-169, jan./mar. 2004.
- EMBRAPA MILHO E SORGO. **A importância econômica milho**. Disponível em: < <http://www.cnpms.embrapa.br/publicacoes/milho/mercado.htm> >. Acesso em: 22 jan. 2007.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.
- GOODWIN, B. K.; PIGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, Iowa, v. 83, n. 2, p. 302-317, maio 2001.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 3. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1997. 1075 p.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p.424-438, aug. 1969.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 819 p.
- INSTITUTO FNP. **Agrianual 2007**: anuário da agricultura brasileira. São Paulo, 2006. 516 p.
- IPEADATA. **Ipeadata**. Disponível em: < <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/DadosIPEADData.htm?SessionID=1086849100> >. Acesso em: 22 jan. 2007.
- MATTEDI, J. C. **Entenda por que os biocombustíveis estão em alta no mundo**. Disponível em: < <http://www.agenciabrasil.gov.br/noticias/2007/03/05/materia.2007-03-05.4281104026/view> >. Acesso em: 12 mar. 2007.
- MONKE, E.; PETZEL, T. Market integration: an application to international trade in cotton. **American Journal of Agriculture Economics**, Iowa, v. 66, n. 4, p. 481-487, nov. 1984.
- MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, Washington, v. 6, n. 3, p. 399-422, set. 1992.
- SOCIEDADE RURAL BRASILEIRA. **Milho**: agroenergia revoluciona mercado de grãos. Disponível em: < <http://www.srb.org.br/modules/news/article.php?storyid=2070> >. Acesso em: 24 jan. 2007.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria**. São Paulo: Addison-Wesley, 2004.
- TWEETEN, L. G. **Foundations of farm policy**. 2. ed. Nebraska: University of Nebraska Press, 1979. 567 p.
- USDA. United States Department of Agriculture. **USDA feed grains baseline, 2005-14**. Disponível em: < <http://www.ers.usda.gov/briefing/corn/2005baseline.htm> >. Acesso em: 22 jan. 2007.