



*Universidade Federal de Viçosa
Departamento de Economia Rural*

***WORKING PAPERS
IN APPLIED ECONOMICS***

**INTEGRAÇÃO E TRANSMISSÃO DE PREÇOS
ENTRE OS MERCADOS DE TRIGO ARGENTINO
E INTERNACIONAL**

Daniel Arruda Coronel, Airton Lopes Amorim, Eliane Pinheiro de
Sousa e João Eustáquio de Lima

WP - 05/2010

Viçosa, Minas Gerais
Brazil

INTEGRAÇÃO E TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE OS MERCADOS DE TRIGO ARGENTINO E INTERNACIONAL

Daniel Arruda Coronel¹
Airtton Lopes Amorim²
Eliane Pinheiro de Sousa³
João Eustáquio de Lima⁴

Resumo: O objetivo deste trabalho é verificar se existe relação entre os preços de trigo do mercado argentino e internacional, ou seja, se estes mercados são espacialmente integrados, tendo-se como referência o período de janeiro de 1994 a abril de 2009. Para tal, utilizaram-se os testes de raiz unitária, causalidade de Granger, cointegração de Johansen, estimação da função impulso-resposta, decomposição da variância dos erros de previsão e estimação, análise do modelo de correção de erros e teste de exogeneidade. Os resultados indicaram que variações nos preços internacionais de trigo foram transmitidas para o mercado de trigo argentino, no longo prazo. Entretanto, não se pode afirmar que os mercados argentino e internacional são perfeitamente integrados, isto porque a hipótese de perfeita integração entre os mercados foi rejeitada quando se impôs restrições aos coeficientes relacionados ao longo prazo. Verificou-se também, por meio do teste de exogeneidade, que os preços argentinos do trigo reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos nos preços provenientes do mercado internacional. Portanto, os preços do trigo no mercado internacional influenciam os níveis de preços argentinos.

Palavras-chave: Integração de preços; Lei do Preço Único; Mercado de Trigo

INTEGRATION AND TRANSMISSION OF PRICES BETWEEN THE ARGENTINIAN AND THE INTERNATIONAL MARKETS OF WHEAT

Abstract: The aim of this paper is to check if there is a relation between the wheat prices of the Argentinian and the International market, if these markets are integrated in space. For that, it was used as time reference the period from January, 1994 to April, 2009. Unit root tests, Granger causality, Johansen cointegration, estimation of the impulse response function, decomposition of error variation and estimation and analysis of the error correction model were used. The results indicated that variations in the international prices of wheat were almost completely transmitted for the run long. However, it is not possible to affirm that the Argentinian and the International markets are perfectly integrated even if they have a higher transmission of prices This is because the hypothesis of perfect integration between the markets is rejected when restrictions were imposed to the coefficients related to the long run. It was also noticed through the exogeneity test that the Argentinian wheat prices react to transient imbalances occurred in prices from the international market. Therefore, wheat prices in international markets affect the price levels in Argentina.

Keywords: Integration of prices; Law of the One Price; Wheat market

¹Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Mestre em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS) e Bolsista de Doutorado do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: daniel.coronel@ufv.br

²Doutorando em Economia Aplicada e Mestre em Economia pela UFV e Bolsista de Doutorado do CNPq.

³Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (URCA) e Doutora em Economia Aplicada pela UFV.

⁴Professor Titular do Departamento de Economia Rural e do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFV e Bolsista de Produtividade Nível I do CNPq.

JEL classification: C32; Q13

1 Introdução

Os mercados internacionais de grande parte das *commodities* agrícolas possuem uma estrutura bastante complexa. Subsídios à produção agrícola, fornecidos pelos países desenvolvidos, e barreiras tarifárias e não-tarifárias fazem com que esses mercados sejam caracterizados, comumente, por competição imperfeita, em menor ou maior grau.

Condições naturais favoráveis, intervenções governamentais, intermediações comerciais e acordos internacionais fazem com que algumas *commodities* agrícolas sejam mais vantajosamente produzidas em alguns poucos países e consumidas, posteriormente, em toda a parte do mundo.

Neste contexto, os países do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL) vêm utilizando-se de suas vantagens comparativas e destacando-se no comércio internacional como importantes exportadores de *commodities* do agronegócio com destaque para os produtos do complexo soja, carnes e trigo.

A cadeia tritícola vem cada vez mais aumentando a sua importância para a economia argentina, sendo atualmente esse país o quinto maior exportador mundial de trigo. Além disso, este setor tem sido fundamental para a geração de divisas e empregos, conforme a Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación (SAGPyA, 2009).

Dada a relevância econômica desempenhada por esse setor, vários trabalhos têm procurado avaliar o relacionamento entre preços do trigo considerando um único país, como é o caso, por exemplo, dos estudos elaborados por Maia (1996), que buscou analisar as relações de preços brasileiros do trigo ao nível de produtor e ao nível de

varejo, e Faria (2009), que avaliou as correlações entre preços brasileiros do trigo recebido pelo produtor e pago pelo consumidor. Outros estudos, porém, preocuparam-se com a interdependência de preços do trigo entre mercados de diferentes países, como se propõe neste artigo. Os trabalhos desenvolvidos por Lema e Brescia (1998), Thompson e Bohl (1999), Donoso, Larson e Thompson (2001), Listorti (2008) e Machado e Freitas (2009) enquadram-se nesse contexto. Entretanto, nenhum desses trabalhos desenvolvidos contemplou as mesmas áreas de estudo e nem abrangeu todos os instrumentais metodológicos utilizados neste artigo. Além dessas inovações, realiza-se a análise para um período mais recente do que o empregado por tais estudos.

Seguindo esta temática, o presente estudo tem como problema de pesquisa responder a seguinte questão: os mercados de trigo internacional e da Argentina são integrados? Isto é, existe transmissão de variações de preços entre esses mercados? Para responder a esta questão, têm-se como objetivos identificar em que medida os preços de trigo do mercado internacional e argentino têm apresentado comportamento comum de longo prazo, ou seja, se as alterações de preço em um mercado são transmitidas aos preços em outros mercados. Portanto, busca-se analisar se a Lei do Preço Único (LPU) é válida para o mercado argentino de trigo.

O presente trabalho está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, tecem-se algumas considerações sobre a evolução das exportações argentinas de trigo; na seção três, são apresentados os procedimentos metodológicos e a fonte de dados; na quarta, os resultados obtidos são analisados e discutidos e, finalmente, são apresentadas algumas considerações sobre o estudo.

2 Evolução das exportações argentinas de trigo

De acordo com a *Food and Agriculture Organization of the United Nations* (FAO, 2009), os maiores exportadores mundiais de trigo são Estados Unidos (27% do total), Canadá (17%), Austrália (16%), União Europeia-27 (16%); Argentina (11%), Kazaquistão (4%) e outros países que, em conjunto, totalizam (9%).

A Argentina exportou, em 2008, conforme Tabela 1, 8.496.620 toneladas, sendo que a taxa geométrica média de crescimento das exportações, de 1994 a 2008, foi de aproximadamente 4 % ao ano.

Tabela 1 - Evolução das exportações argentinas de trigo (em toneladas) de 1994 a 2008

Ano	Exportação de trigo
1994	5.172.297
1995	6.913.286
1996	3.532.042
1997	8.791.336
1998	10.370.581
1999	8.796.526
2000	11.019.021
2001	10.790.517
2002	9.051.610
2003	6.169.213
2004	9.976.599
2005	10.431.146
2006	9.697.359
2007	9.645.491
2008	8.496.620

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da SAGPyA (2009).

De acordo com a SAGPyA (2009), os principais mercados importadores são os países do MERCOSUL, com destaque para o Brasil, e países africanos nas épocas de entressafra da Europa.

A produção de trigo na Argentina está concentrada nas províncias de Buenos Aires, com cerca de 47% do total, seguida por Córdoba (23%), Santa Fé (14%), Entre Rios (6%), La Pampa (4%) e demais províncias, que totalizam (6%). Vários fatores favorecem a competitividade das exportações do trigo da Argentina, com destaque para

as condições edafoclimáticas, isenção tributária sobre vários insumos agrícolas, a quase inexistência de barreiras tarifárias, conforme a SAGPyA (2009).

Não obstante a isso, um fator que faz com que o trigo argentino perca competitividade no comércio internacional é que, no embarque, seguidamente há contaminação de corpos estranhos, o que acarreta que o trigo argentino seja conhecido internacionalmente como de baixa qualidade. Além disso, outro fator é que a Argentina não oferece muitas variedades do cereal. Como forma de contornar esses obstáculos, de acordo com a SAGPyA (2009), foi criada a resolução de número 334/2003, que visa oferecer mais variedades do produto no mercado interno e externo, garantir maior qualidade e identificar as exigências das demandas internas e externas.

3 Metodologia

3.1 Modelo teórico

Este artigo utiliza o modelo teórico elaborado por Mundlak e Larson (1992), que se baseia na Lei do Preço Único. Essa lei postula que, sob livre concorrência e na ausência de custos de transporte e barreiras ao comércio, bens homogêneos devem ser comercializados pelo mesmo preço em diferentes países, quando seus preços são cotados em termos da mesma moeda (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

O conceito da LPU está relacionado diretamente ao processo de arbitragem, o qual garante, no longo prazo, a equalização dos preços, expressa em uma unidade corrente comum. Por meio da arbitragem, os mercados com menores preços serão induzidos ao aumento de preços, decorrente da elevação na demanda, e os que apresentam maiores preços tenderão a reduzi-los, devido ao aumento da oferta. Tal processo ocorre até que esses preços se tornem iguais nos dois países (ARDENI, 1989).

Apesar de sua vasta utilização, a LPU recebe várias críticas. Fackler e Goodwin (2001) e Miljkovic (1999) mostram que os pressupostos teóricos da LPU são muito

restritivos, pois não incluem outras variáveis tais como custos de transação e volume negociado entre mercados, os quais são relevantes nas análises de integração e transmissão de preços.

Relacionado à teoria da Lei do Preço Único, tem-se o conceito de transmissão de preços. Este conceito está alicerçado em três pressupostos: a) movimento de preços e ajustamento integral, o qual implica transmissão completa em algum ponto de tempo; b) dinâmica e velocidade de ajustamento; e c) assimetria de respostas, ou seja, se as variações de preços são transmitidas assimetricamente entre mercados (BALCOMBE; MORRISON, 2002).

As análises de transmissão de preços pretendem responder às seguintes questões: 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) se existe ou não assimetria na transmissão de preços (AGUIAR, 1993).

De acordo com Barbosa, Margarido e Nogueira Junior (2002), no modelo de Mundlak e Larson (1992), o preço doméstico de dado produto (P_{it}) pode ser expresso como função do seu próprio preço no mercado externo (P_{it}^*) e da taxa de câmbio nominal (E_t). Matematicamente, a equação do preço doméstico é dada por:

$$P_{it} = P_{it}^* E_t . \quad (1)$$

Vale observar que essa formulação desconsidera 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. Ademais, a equação (1) fundamenta-se na hipótese de que diferenças nas taxas domésticas e internacionais de inflação são captadas pelo termo E_t .

Multiplicando-se os dois lados da equação (1) por, $\frac{1}{E_t}$ obtém-se:

$$P_{it}^{us\$} = P_{it}^*$$

em que: $P_{it}^{us\$}$ referem-se aos preços domésticos cotados em dólares.

Para incorporar efeitos de variáveis não incluídas nessa equação, um termo de erro, denotado por u , é acrescentado à equação (2), podendo ser reescrita, em termos logarítmicos, da seguinte forma:

$$P_{it}^{us\$} = P_{it}^* + s_{it} + u_{it} \quad (2)$$

em que $u \sim IID(\mu, \sigma^2)$ e $E(su) = E(p^*u) = 0$, ou seja, u_{it} não é correlacionado com nenhuma das variáveis explicativas do modelo.

O modelo econométrico, em sua forma mais simples, pode ser representado por:

$$P_{it}^{us\$} = \alpha + \beta P_{it}^* + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

em que: $P_{it}^{us\$}$ é a representação logaritimizada do preço doméstico do produto i no ano t (cotado em Dólar); no presente trabalho, é a representação do preço do trigo argentino; P_{it}^* é a representação logaritimizada do preço internacional do produto i no ano t ; no presente trabalho, é a representação do preço internacional do trigo; α constante (ou intercepto); e β é a representação da elasticidade de transmissão de preço entre esses países.

Sob o parâmetro β são levantadas algumas hipóteses, a serem testadas após a estimação deste parâmetro. Se o valor de β for igual à unidade, variações de preço no mercado internacional de trigo serão plenamente transmitidas para o mercado de trigo argentino. Em contrapartida, se o valor de β for igual a zero, tem-se que variações de

preço no mercado internacional não influenciarão o processo de formação de preço do trigo argentino.

3.2 Modelo analítico

3.2.1 Teste de raiz unitária

Para determinar a ordem de integração das variáveis de interesse, este trabalho utilizou o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Esse teste permite verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias (DICKEY; FULLER, 1979, 1981).

Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em termos de notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) $E(Y_t) = \mu$, (Variância) $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ e (Covariância) $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$ (BUENO, 2008).

Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo⁵.

⁵ Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{com: } \gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i) \text{ e } \beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j ,$$

em que: α_0 é o intercepto; γ descreve o comportamento da série temporal;

y representa a variável dependente; Δ é a representação do operador de diferença e

ε_t denota o erro, que se assume ser identicamente e independentemente distribuída.

Para determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é γ , sendo que, se $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística τ com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula $\gamma = 0$. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística τ for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não-estacionária.

3.2.2 Teste de causalidade de Granger

Para verificar em que sentido as transmissões de preço ocorrem, empregou-se o teste de causalidade, seguindo a metodologia proposta por Granger (1969), que busca verificar se a incorporação de valores passados de uma variável X contribui com melhores previsões para a variável Y . Portanto, trata-se de um teste de precedência

temporal e não de causalidade no sentido de uma relação de causa e efeito. Em outros termos, esse instrumental é útil para avaliar se variações de preços em um mercado precedem as variações de preços em outro mercado.

De acordo com Hamilton (1994), esse teste requer a estimativa das seguintes equações:

$$LPINTER_t = \sum \alpha_i LPARGE_{t-i} + \sum \beta_j LPINTER_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$LPARGE_t = \sum \lambda_i LPARGE_{t-i} + \sum \delta_j LPINTER_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

em que $LPINTER_t$ e $LPARGE_t$ representam, respectivamente, as séries de preços do trigo nos mercados internacionais e no mercado argentino, no período t ; $\alpha_i, \beta_j, \lambda_i, \delta_j$, parâmetros a serem estimados; i e j , períodos de defasagens dos preços; e ε_{1t} e ε_{2t} , erros aleatórios não correlacionados.

Existem quatro formas de caracterizar relações de causalidade entre duas variáveis:

- i) Causalidade unidirecional de LPARGE para LPINTER: Essa situação acontece se os coeficientes estimados para a variável LPARGE defasada, contido em (5), forem conjuntamente diferentes de zero, e os coeficientes estimados em (6) para a variável LPINTER defasada forem, em grupo, iguais a zero. Portanto, rejeita-se a hipótese nula em (5) e aceita-se em (6);
- ii) Causalidade unidirecional de LPINTER para LPARGE: Esse caso é o inverso da forma anterior, isto é, aceita-se a hipótese nula em (5) e rejeita-se em (6);
- iii) Causalidade bidirecional de LPARGE para LPINTER e de LPINTER para LPARGE: Isso ocorre quando os coeficientes estimados dessas duas variáveis defasadas

forem conjuntamente diferentes de zero, indicando que não se aceita a hipótese nula em (5) e (6); e

iv) Ausência de causalidade: caso contrário da forma (iii), ou seja, não se rejeita a hipótese nula em (5) e (6).

Conforme Granger (1988), em um modelo com duas variáveis, se houver relação de cointegração entre elas, então existe causalidade em pelo menos uma direção.

3.2.2 Análise de cointegração

Com o objetivo de identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988). Utilizou-se, também, o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para analisar o relacionamento econômico, de curto e longo prazo, entre os preços do trigo no mercado argentino e no mercado internacional.

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária das variáveis, então pode-se afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, pode-se verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada. Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existir um vetor α , com $\alpha \neq 0$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d-b$, $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b), b > 0$, pode-se afirmar que X_t é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d,b)$.

O procedimento de Johansen (1988) para verificação de cointegração entre séries de tempo considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima

Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor z_t de n variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar z_t como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com k defasagens de z_t :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que: z_t é um vetor ($nx1$), A_i é uma matriz de parâmetros (nxn) e $u_t \sim IID (\mu, \sigma^2)$.

Ainda conforme Harris (1995), a equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que: $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$.

Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de z_t , via estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Pi}$, respectivamente, onde $\Pi = \alpha\beta'$, com α representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e β a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo quanto de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank (r) da matriz Π . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme

Enders (1995): se o posto de Π é completo, então as variáveis Y_t são $I(0)$, ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de Π é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando Π tem posto reduzido, há r vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que r .

Que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (9)$$

em que

λ'_i = valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π ; T = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese alternativa de existência de $r + 1$ vetores de cointegração, podendo ser expresso por:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na expressão (8).

3.2.4 Teste de hipóteses sobre os parâmetros

Assim como em Barbosa, Margarido e Nogueira Junior (2002) e Coelho (2004), para verificar quais mercados fazem parte do equilíbrio de longo prazo e se a integração entre eles pode ser considerada perfeita, confirmando-se assim a hipótese da Lei do Preço Único (LPU), foram realizados testes de hipóteses sobre os parâmetros α e β , respectivamente.

Seguindo a notação de Harris (1995), os testes de hipóteses sobre os parâmetros β seguem a seguinte forma:

$$H_1 : \beta = H\varphi , \quad (11)$$

em que H representa uma matriz de dimensões (pxs) e s representa o número de coeficientes β que não estão restritos. A matriz φ é uma matriz (sxr) de parâmetros a serem estimados envolvendo r vetores de cointegração.

Neste trabalho, testam-se as seguintes hipóteses nulas (H_0)

$$\beta_{\text{PREÇODETRIGONAARGENTINA}} = 0 \quad (12)$$

$$\beta_{\text{PREÇOINTERNACIONALDETRIGO}} = 0 \quad (13)$$

$$\beta_{\text{PREÇODETRIGONAARGENTINA}} = \beta_{\text{PREÇOINTERNACIONALDETRIGO}} \quad (14)$$

As hipóteses nulas descritas em (12) e (13) objetivam verificar se o preço do mercado de trigo argentino e internacional podem ser considerados integrados no período analisado. Já a hipótese (14) visa testar o grau de integração entre os mercados de preço de trigo argentino e internacional.

A estatística do teste razão de verossimilhança aplicado sobre os parâmetros β pode ser expressa da seguinte forma:

$$-2\log Q(H_0) = -T \sum_{i=1}^r \log \left[\frac{1 - \hat{\lambda}_i^*}{(1 - \hat{\lambda}_i)} \right] \sim \frac{2}{r(n-m)} \quad (15)$$

em que T , número de observações; r , número de vetores de cointegração; $\hat{\lambda}_i^*$ e $\hat{\lambda}_i$ autovalores do modelo restrito e irrestrito e, n , número de variáveis.

Posteriormente, empregaram-se os testes de hipótese sobre os parâmetros α . A significância desse teste indica que a variável preço do trigo no mercado considerado não é exogenamente fraca em relação ao parâmetro de longo prazo. A presença de exogeneidade fraca significa que a variável não reage ao desequilíbrio de equilíbrio de longo prazo.

Neste trabalho, testam-se as seguintes hipóteses nulas (H_0):

$$\alpha_{\text{PREÇO DETRIGONA ARGENTINA}} = 0 \quad (16)$$

$$\alpha_{\text{PREÇO INTERNACIONAL DETRIGO}} = 0 \quad (17)$$

$$\alpha_{\text{PREÇO DETRIGONA ARGENTINA}} = \alpha_{\text{PREÇO INTERNACIONAL DETRIGO}} \quad (18)$$

As hipóteses nulas (16) e (17) testam a exogeneidade nos mercados de trigo argentino e internacionais, e a hipótese (18) testa se a velocidade de resposta das variáveis a um dado desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo é a mesma no mercado argentino e no internacional. A estatística de teste de razão de verossimilhança do parâmetro α segue a mesma formulação definida para o parâmetro β .

3.3 Fonte de dados

Os dados de preços do trigo argentino (PARGE) foram coletados através do *site* da Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación (SAGPyA), e os preços

internacionais do trigo (PINTER) foram coletados através do *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Os dados utilizados neste trabalho compreendem o período de janeiro de 1994 a abril de 2009, totalizando 184 observações. Optou-se por se coletarem os dados a partir de 1994, pois, nesse período, a inflação na Argentina era relativamente baixa e a economia já estava sob os auspícios do Plano de Convertibilidade.

Com relação aos dados empregados, também é relevante destacar que esses preços não foram deflacionados, pois, conforme Wang e Tomek (2007) e Siqueira (2007), o deflacionamento incorpora uma tendência nos dados, logo não faz sentido incluir uma tendência antes da realização do teste de cointegração.

4 Análise e discussão dos resultados

4.1 Teste de raiz unitária

O comportamento dos preços do trigo na Argentina e no mercado internacional pode ser visualizado na Figura 1. Nota-se que os preços do trigo na Argentina e do mercado internacional não apresentaram uma tendência linear bem definida ao longo do tempo.

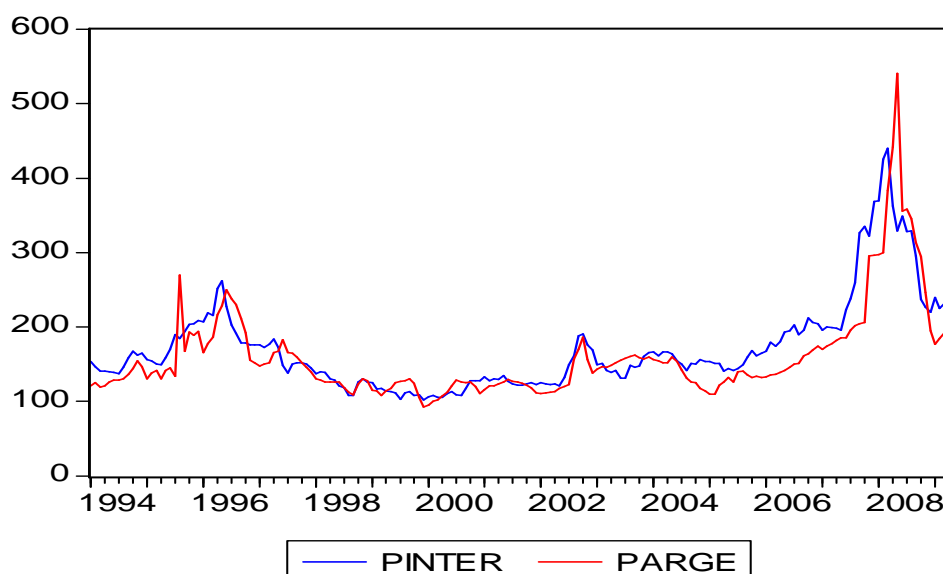


Figura 1: Preços Mensais do trigo internacional e da Argentina, janeiro de 1994 a abril de 2009
 Fonte: Organização dos autores com base na SAGPyA (2009) e IPEA (2009).

A Figura 1 mostra, ainda, que as séries de preços mensais do trigo movimentam-se conjuntamente no período analisado. Logo, aparentemente, essas séries seriam cointegradas, ou seja, haveria uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Entretanto, essa hipótese deve ser verificada de forma mais criteriosa, o que foi realizado por meio dos testes econométricos de cointegração.

Para verificar se as séries analisadas são estacionárias, realizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os resultados, conforme Tabela 2, indicaram que as séries de preços do trigo internacional e da Argentina não são estacionárias em nível, tendo em vista que os valores calculados da estatística t são menores, em módulo, que seus respectivos valores críticos a 1% e 5%, em todos os modelos analisados, ou seja, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para estas séries.

No entanto, observou-se que essas séries foram estacionárias em primeira diferença, indicando que apenas uma diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias. Cabe observar que o modelo utilizado leva em consideração apenas a

série com intercepto, visto que, de acordo com a Figura 1, as séries não apresentam uma tendência linear bem definida ao longo do período de análise.

Tabela 2 - Resultados do teste de ADF em nível e em primeira diferença para as séries mensais de preços do trigo da Argentina (LPARGE) e no mercado Internacional (LPINTER), janeiro de 1994 a abril de 2009

Séries	Modelos	Estatísticas do teste ADF		
		t_{cal}	$\tau_{\alpha=0,01}$	$\tau_{\alpha=0,05}$
LPARGE	Sem intercepto e sem tendência	-0,2438	-2,5776	-1,9425
	Apenas com intercepto ⁽¹⁾	-2,2658	-3,4662	-2,8772
	Com intercepto e tendência	-2,4595	-4,0089	-3,4345
LPINTER	Sem intercepto e sem tendência	0,3615	-2,5777	-1,9425
	Apenas com intercepto ⁽²⁾	-1,5495	-3,4664	-2,8772
	Com intercepto e tendência	-1,9369	-4,0092	-3,4347
DLPARGE	Sem intercepto e sem tendência	-15,4203	-2,5777	-1,9425
	Apenas com intercepto	-15,3897	-3,4663	-2,8773
	Com intercepto e tendência	-15,3476	-4,0082	-3,4347
DLPINTER	Sem intercepto e sem tendência	-10,6569	-2,5777	-1,9425
	Apenas com intercepto	-10,6429	-3,4664	-2,8773
	Com intercepto e tendência	-10,6259	-4,0092	-3,4347

Fonte: Resultados da pesquisa.

⁽¹⁾ P-valores = 0,1843

⁽²⁾ P-valores = 0,5063

DLPARGE e DLPINTER indicam respectivamente primeira diferença das series Preços do Trigo Argentino e Preço Internacional de Trigo

O fato de elas serem integradas de mesma ordem constitui um pré-requisito para examinar se as séries são cointegradas, o que é identificado por meio do teste de Johansen com o intuito de verificar se elas possuem relacionamento de longo prazo.

4.2 Teste de causalidade de Granger

Verificada a ordem de integração das séries de preço do trigo no mercado argentino e internacional, realizou-se o teste de causalidade para examinar em que nível de mercado se originam as variações nos preços e em que sentido essas variações se transmitem. Os resultados desse teste indicaram a existência de causalidade unidirecional de LPINTER para LPARGE, conforme Tabela 3.

Tabela 3 - Resultados do teste de causalidade de Granger

Hipótese nula	Estatística F	Probabilidade	Resultado
LPINTER causa LPARGE	21,6464	0,0000	Aceita-se Ho
LPARGE causa LPINTER	0,9415	0,4219	Rejeita-se Ho

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Foram utilizadas três defasagens conforme os critérios LR e Akaike.

A causalidade unidirecional de LPINTER para LPARGE significa que variações dos preços do trigo nos mercados internacionais precedem variações de seus preços no mercado argentino.

4.3 Decomposição da variância dos erros de previsão e elasticidades da função impulso-resposta

Antes da realização do teste de cointegração, é necessário determinar o número de defasagens mais adequado para a estimação do modelo VAR. De acordo com os resultados da Tabela 4, os critérios de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) indicaram que o modelo deve possuir apenas uma defasagem. Em contrapartida, os critérios da Razão de Verossimilhança (LR), Erro de Previsão Final (FPE) e Akaike (AIC) indicaram que o número de defasagens mais adequado seria três. A escolha do número de defasagens do modelo VAR, neste trabalho, levou em consideração os três últimos critérios, visto que a amostra utilizada é composta de um grande número de observações, não havendo problemas quanto à perda de graus de liberdade na estimação das equações.

Tabela 4 – Determinação do número de defasagens do modelo VAR

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	0.0018	-0.6657	-0.6302	-0.6513
1	729.6222	2.99E-05	-4.7434	-4.6369*	-4.7002*
2	12.5006	2.91E-05	-4.7704	-4.5930	-4.6985
3	10.1589*	2.86e-05*	-4.784697*	-4.5364	-4.6840
4	0.7279	2.98E-05	-4.7445	-4.4252	-4.6150

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Indica a ordem selecionada pelo critério.

No que se refere ao modelo VAR, é importante apresentar os resultados relativos às funções de impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão. A Tabela 5 apresenta os resultados das elasticidades da função de impulso-resposta, indicando as respostas das variáveis LPARGE e LPINTER a um dado impulso sobre a própria variável e sobre a outra. Os dados mostram que um desvio padrão em LPARGE, no período atual, causará, respectivamente, 0,0083 e 0,0590 desvios padrões sobre ela própria e sobre LPINTER, no décimo segundo mês. Esta mesma interpretação pode ser feita para os choques de LPINTER sobre LPARGE e sobre si mesma.

Tabela 5 – Elasticidades da função de impulso-resposta de LPARGE e LPINTER, janeiro de 1994 a abril de 2009

Período	Efeitos de choques de LPARGE sobre		Efeitos de choques de LPINTER sobre	
	LPARGE	LPINTER	LPARGE	LPINTER
1	0.0850	0.0000	-0.0005	0.0602
3	0.0515	0.0514	0.0036	0.0736
6	0.0117	0.0682	-0.0049	0.0736
9	-0.0038	0.0656	-0.0090	0.0675
12	-0.0083	0.0590	-0.0096	0.0605

Fonte: Resultados da pesquisa.

As elasticidades da função impulso-resposta de LPINTER e LPARGE indicam que um choque não antecipado sobre os preços do trigo no mercado da Argentina ou no mercado internacional gera pequenos efeitos no curto prazo. Dessa forma, verifica-se que tanto no mercado interno (Argentina) quanto no externo (Internacional), os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente.

No que tange à decomposição da variância dos erros de previsão de LPARGE, a Tabela 6 mostra que, após doze meses da incidência de um choque não antecipado sobre essa variável, 26,06% da decomposição da variância dos erros de previsão devem-se a ela própria, sendo o restante atribuído à variável LPINTER, o que indica uma forte influência de LPINTER sobre LPARGE. Quanto à decomposição da variância dos erros de previsão de LPINTER, os resultados indicam que, após doze meses do choque inicial não antecipado sobre essa variável, 99,08% do seu comportamento é decorrente dela própria, sendo que 1,61% deve-se à LPARGE.

Tabela 6 - Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPARGE e LPINTER, janeiro de 1994 a abril de 2009

Período	Decomposição da variância dos erros de previsão de LPARGE		Decomposição da variância dos erros de previsão de LPINTER	
	LPARGE	LPINTER	LPARGE	LPINTER
1	100.0000	0.0000	0.0056	99.9944
3	79.2607	20.7394	0.2229	99.7771
6	46.8963	53.1037	0.2027	99.7973
9	32.4838	67.5162	0.5633	99.4367
12	26.0586	73.9414	0.9217	99.0783

Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim, verifica-se que os erros de previsão são mais explicados pelos choques internacionais. Resultados semelhantes foram encontrados por Machado e Freitas (2009), que estudaram transmissão de preços do trigo entre países do Mercosul e Estados Unidos.

4.4 Análise do Vetor de Correção de Erros (VEC)

Como visto na seção 4.1, o gráfico das duas séries de preço mostra uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as duas séries, ou seja, aparentemente elas se movimentam conjuntamente no tempo, e a diferença entre as mesmas é estável. Para verificar a possível existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries de

preços, utilizou-se o teste de Johansen. Os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 - Resultados do teste de cointegração de Johansen para as séries mensais de preços do trigo na Argentina e no mercado internacional de janeiro de 1994 a abril de 2009

Hipótese nula	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor Crítico (5%)
$r=0$	31.3202*	15.4947	28.5570*	14.2646
$r\leq 1$	2.7631	3.8414	2.7631	3.8414

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Os testes do traço e do máximo autovalor permitiram rejeitar a hipótese nula de que não existe nenhum vetor de cointegração, isso ao nível de 5% de significância. Dessa forma, as séries de preço do trigo consideradas no presente trabalho contêm um único vetor de cointegração. Os resultados do estudo desenvolvido por Donoso *et al.* (2001) também indicaram que os preços do trigo entre Argentina e Estados Unidos foram cointegrados para o período entre 1982 a 1999.

A Tabela 8 apresenta a estimativa do vetor de cointegração. A normalização foi realizada considerando-se como base o valor da estimativa do coeficiente da variável preço do trigo na Argentina, de modo que o valor da mesma foi considerado igual à unidade. Dessa forma, LPARGE representa a variável de saída (endógena) do sistema, enquanto LPINTER é a variável de entrada (exógena). Convém destacar que a análise da estimativa do coeficiente de LPARGE deve ser conduzida com o respectivo sinal invertido, uma vez que, na equação de cointegração normalizada, todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

A estimativa do coeficiente β para a variável preço do trigo no mercado internacional indicou que 89,69% das variações nos preços internacionais do trigo são transmitidas para o mercado argentino de trigo.

Tabela 8 – Estimativa do parâmetro de longo prazo β para as séries mensais de preços do trigo na Argentina (LPARGE) e no mercado internacional (LPINTER), janeiro de 1994 a abril de 2009

Séries	Estimativa do parâmetro de longo prazo β
Preço na Argentina	1,0000
Preço no mercado internacional	-0,8969 (0,0656)*

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Desvio Padrão entre parênteses.

Com base na Tabela 9, pode-se inferir que 32,03% do desequilíbrio de curto prazo referente à trajetória de longo prazo são corrigidos a cada mês, indicando que precisaria em média três meses para corrigir o desequilíbrio, ou seja, que esses desequilíbrios transitórios são corrigidos num prazo relativamente rápido.

Tabela 9 – Estimação do VEC referente à variável preço do trigo na Argentina e preço do trigo no mercado internacional, janeiro de 1994 a abril de 2009

Variáveis	$\Delta LPARGE_t$	$\Delta LPINTER_t$
α	-0,3203*** (-5,4190)	-0,0289 (-0,6849)
$\Delta LPARGE_{t-1}$	-0,0758 (-1,0408)	0,0820 (1,5781)
$\Delta LPARGE_{t-2}$	0,1473** (2,2619)	0,0238 (0,5121)
$\Delta LPINTER_{t-1}$	0,1271 (1,0669)	0,2031** (2,3891)
$\Delta LPINTER_{t-2}$	0,2225 (1,8588)	-0,0775 (-0,9069)
Constante	0,0020 (0,3127)	0,0022 (0,4868)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Os dados da Tabela 9 também indicam que uma variação de 1% no preço do trigo na Argentina, em dois meses anteriores, causará uma variação, no mês atual, de 14,73% em seus preços. O mesmo raciocínio pode ser interpretado quanto à variação do preço do trigo no mercado internacional, ou seja, uma variação de 1% no preço do trigo

no mercado internacional propiciará um acréscimo de 20,31% em seus preços no mês seguinte.

A necessidade da realização de testes de hipóteses sobre os parâmetros β , testando sua significância e a interação entre os preços, também é referida por Baulch (1997), o qual menciona que a simples existência de um vetor de cointegração não pode ser considerada condição suficiente para determinar a perfeita integração de mercado, nem para a garantia da participação de todas as séries no equilíbrio de longo prazo.

De acordo com a Tabela 10, pode-se rejeitar a hipótese nula sobre os parâmetros $\beta_{PREÇODETRIGONAARGENTINA}$ e $\beta_{PREÇOINTERNACIONALDETRIGO}$. Desta forma, os movimentos de preços no mercado argentino e no mercado internacional são significativamente relevantes no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo. Além disso, estes mercados podem ser considerados como integrados, de forma que choques ocorridos em um mercado são repassados para o outro mercado no longo prazo.

Tabela 10 – Testes de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo (β) do vetor de cointegração

Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
$\beta_{PREÇODETRIGONAARGENTINA} = 0$	25,7925 *	3,84
$\beta_{PREÇOINTERNACIONALDETRIGO} = 0$	22,3804*	3,84
$\beta_{PREÇODETRIGONAARGENTINA} = \beta_{PREÇOINTERNACIONALDETRIGO}$	24,8933*	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Indica rejeição a 5% de significância.

Sabendo-se que estes mercados são integrados, testou-se a hipótese de perfeita integração entre os mesmos. Esta hipótese foi rejeitada, indicando que a alteração de preços em um mercado não é completamente transmitida ao outro mercado no longo prazo, constatando-se, dessa forma, que a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada para o mercado de trigo no período analisado.

Os valores dos testes de hipótese sobre o parâmetro α estão mostrados na Tabela 11. Tais estimativas indicam que a hipótese de exogeneidade fraca é rejeitada na série de preços do trigo na Argentina. Isso significa que os níveis de preços do trigo vigentes na Argentina reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos nos níveis de preços desse cereal no mercado internacional. O mesmo não acontece com os preços do trigo no mercado internacional, cuja hipótese se mostra exogenamente fraca em relação ao equilíbrio de longo prazo. Esses resultados confirmam as expectativas de que os preços do trigo no mercado internacional influenciam seus níveis de preços na Argentina.

Quanto à hipótese nula $\alpha_{PREÇO\ DE\ TRIGO\ NA\ ARGENTINA} = \alpha_{PREÇO\ INTERNACIONAL\ DE\ TRIGO}$, constata-se que as velocidades de resposta das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo não são estatisticamente iguais para o mercado argentino e o mercado internacional de trigo no período considerado.

Tabela 11 – Testes de significância de restrição sobre o parâmetro α

Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
$\alpha_{PREÇO\ DE\ TRIGO\ NA\ ARGENTINA} = 0$	25,3641*	3,84
$\alpha_{PREÇO\ INTERNACIONAL\ DE\ TRIGO} = 0$	0,44097	3,84
$\alpha_{PREÇO\ DE\ TRIGO\ NA\ ARGENTINA} = \alpha_{PREÇO\ INTERNACIONAL\ DE\ TRIGO}$	14,3192*	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Indica rejeição a 5% de significância.

5 Conclusões

As inferências realizadas neste trabalho demonstraram a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços do trigo argentino e internacional, ou seja, as variáveis são cointegradas.

No que tange à elasticidade de transmissão de preços entre os mercados internacional e argentino, verificou-se que variações nos preços internacionais do trigo, a longo prazo, foram repassadas quase que completamente para o mercado argentino no

período de janeiro de 1994 a abril 2009. No entanto, não se pode afirmar que esses mercados sejam perfeitamente integrados, tendo em vista que a hipótese de perfeita integração entre os mercados foi rejeitada. Desta forma, a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada para o mercado do trigo no período analisado.

Os testes de exogeneidade fraca mostraram que essa hipótese foi rejeitada na série de preços do trigo na Argentina, o que sinaliza que seus níveis de preços reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos nos níveis de preços desse cereal, no mercado internacional, porém não se verificou o contrário.

Referências

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.

ARDENI, P. G. Does the Law of One Price really hold for commodity prices? **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n.3, p. 661-669, 1989.

BALCOMBE, B. K.; MORRISON, J. **Commodity price transmission: a critical of techniques and an application to select tropical export commodities**. Roma: FAO, 2002.

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, v12, n.2, p.79-108, jul./dez., 2002.

BAULCH, B. Test for food Market integration revisited. **The Journal of Development Studies**, Londres, v. 33, n.4, p.512-534, 1997.

BUENO, R. D. L. D. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

COELHO, A. B. A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.42, n.1, p.153-169, jan./mar., 2004.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, p.1057-1073, 1981.

DONOSO, C. I.; LARSON, D. W.; THOMPSON, S. R. Regional Market Integration and MERCOSUR: Implications for wheat trade. In: **International Food and Agribusiness Management Association Meeting World Food and Agribusiness Symposium**. Sydney, Australia, June 2001.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987.

FACKLER, P. L; GOODWIN, B. K. Spatial price transmission. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. (Eds.). **Handbook of agricultural economics**. Amsterdam: Elsevier, 2001.

FARIA, J. M. Análises das correlações entre preços de trigo: recebido pelo produtor e pago pelo consumidor. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 47., 2009, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: SOBER, 2009. 1 CD-ROM.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). **Statistical databases**. 2009. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 04 dez., 2009.

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

GRANGER, C. W. J. Causality, cointegration, and control. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 551-559, 1988.

GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Base de Dados**. 2009. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata>>. Acesso em: 25 nov., 2009.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v.12,p.231-254,1988.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy**. 5. ed. Massachusetts: Addison Welsley, 2005.

LEMA, D.; BRESCIA, V. **La convergencia de los precios agrícolas de la Argentina y de Los EE. UU.** La “ley de un solo precio” para los commodities pampeanos. Documento de Trabajo 2, noviembre, 1998.

Disponível em: <http://www.inta.gov.ar/ies/docs/doctrab/DT_02.pdf>. Acesso em: 29 nov., 2009.

LISTORTI, G. International price transmission on soft wheat markets: which role for policy variables in cointegration relationships? In: **XII Congress of the European Association of Agricultural Economists** (EAAE 2008), Ghent, Belgium, 2008.

MACHADO, T. D. A.; FREITAS, C. A. Transmissão de preços do trigo entre países do Mercosul e Estados Unidos. In: ILHA, A. D.; FREITAS, C. A. (Orgs.). **O agronegócio brasileiro e o comércio internacional**. Curitiba: Editora CRV, 2009.

MAIA, S. F. Elasticidade de transmissão de preços do trigo: um enfoque econométrico. **Á Economia em Revista**, Maringá, v.5, n.1, p.27-33, 1996.

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.

MUNDLAK; Y; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v.6, n.3, p. 399-422, 1992.

SECRETARÍA DE AGRICULTURA, GANADERÍA, PESCA Y ALIMENTACIÓN (SAGPyA). **Agricultura**. 2009. Disponível em: <<http://www.sagpya.mecon.gov.ar>>. Acesso em: 29 nov., 2009.

SIQUEIRA, K. B. **The dynamics of farm milk price formation in Brazil**. Viçosa: UFV, Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

THOMPSON, S. R.; BOHL, M. T. **International wheat price transmission and CAP Reform**. In: Conference AAEA Annual Meeting, 1999. Disponível em: <<http://sard.ruc.edu.cn/INTERNATIONAL%20WHEAT%20PRICE%20TRANSMISSION>>. Acesso em: 29 nov., 2009.

WANG, D; TOMEK, W. G. Commodity prices and unit root tests. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 4, p. 873-889, 2007.