

## Dinâmica da formação de preços no mercado de trigo do Brasil

Taize de Andrade Machado<sup>1</sup>  
Clailton Ataídes de Freitas<sup>2</sup>

### 1. Introdução

A dinâmica da formação dos preços agrícolas modificou-se com o aprofundamento da abertura comercial na década de 1990, tendo como principal determinante a diminuição do papel do Estado na economia. Isso propiciou o aumento da influência das variáveis externas sobre os preços internos, ou seja, os mercados tornam-se mais integrados.

O trigo, sendo essencial na alimentação humana, é um dos produtos mais importantes no mercado internacional, caracterizando-se como um dos grãos mais comercializados do mundo. Entretanto, apresenta grande sensibilidade diante de choques de oferta e demanda.

No caso de choques de oferta, fatores de ordem climática, como geada, incidência de pragas, excesso ou falta de chuva, entre outros, podem contribuir para alteração da quantidade ofertada de produtos agrícolas e ter reflexos importantes sobre o nível de preços da economia. Pelo lado da demanda, os preços do setor agrícola também são influenciados pelas mudanças dos rumos da política econômica, como alterações nas alíquotas de importação, taxas de câmbio, política monetária, etc (Margarido e Barros, 2000).

A hipótese básica deste trabalho é que os preços do trigo brasileiro são integrados aos preços do trigo argentino e norte-americano, uma vez que esses países são os principais exportadores dessa *commodity* para o Brasil.

O conceito de mercados integrados decorre da Lei do Preço Único (LPU), que postula que bens idênticos obedecem à mesma regra de perfeita arbitragem, ou seja, são vendidos ao mesmo preço em diferentes mercados, independentemente da moeda em que são cotados (Fontes et al, 2005). Assim, o que garante a LPU é o mecanismo de arbitragem.

A LPU estabelece que nos mercados concorrenciais livres de custos de transporte e barreiras ao comércio, bens iguais vendidos em diferentes países devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda (Krugman e Obstfeld, 1999).

---

<sup>1</sup> Bacharel em Ciências Econômicas . Mestre em Integração Latino-Americana (Universidade Federal de Santa Maria – UFSM). Professora Assistente do Curso de Economia, do Centro Universitário Franciscano (UNIFRA). E-mail: taize@unifra.br.

<sup>2</sup> Economista, Doutor pela ESALQ/USP, Professor Adjunto do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: [caf@smail.ufsm.br](mailto:caf@smail.ufsm.br).

Vários estudos já foram realizados visando testar essa lei para diferentes mercados. Ardeni (1989 *apud* Chiodi, 2006) foi um dos primeiros a utilizar testes de co-integração. O autor analisou os preços de um grupo de produtos agrícolas em quatro países, sendo Austrália, Canadá, Reino Unido e Estados Unidos. Os resultados mostraram que as variações na taxa de câmbio não são transmitidas totalmente para os preços e que as séries não eram co-integradas.

No Brasil, o uso da análise de integração é recente, datado do final da década de 1990. Margarido e Barros (2000) analisaram os efeitos que choques em variáveis macroeconômicas externas e domésticas tem sobre o comportamento do índice de relação de troca entre setor agrícola e industrial no Brasil, no período de 1994 a 1998. Utilizando o teste DFA, para raiz unitária, teste de Johansen e modelo vetorial de correção de erros, os resultados mostraram que o conjunto de variáveis externas exerce maior influência sobre o comportamento dos preços agrícolas no Brasil em comparação as variáveis domésticas.

Outros autores que também se dedicaram a estudar a integração de mercados foram Coelho (2002), Nogueira *et al* (2005) e Chiodi (2006). No entanto, para o mercado do trigo, de acordo com a metodologia proposta aqui, não foi encontrado nenhum estudo. Portanto, a consecução desse estudo visa preencher essa lacuna teórica e contribuir com o debate acadêmico no entendimento da formação de preços no mercado do trigo no Brasil.

Desta forma, são dois os objetivos deste trabalho. Primeiro, caracterizar o mercado tritícola no Brasil e; segundo verificar se os preços do trigo do Brasil são integrados aos preços da Argentina e Estados Unidos, já que esses países são os principais exportadores de trigo para o Brasil.

Para melhor organização deste trabalho, a primeira seção compreende esta Introdução. Na seção 2 é feita uma análise do mercado do trigo no Brasil. Na seção 3 é sintetizada a teoria da integração dos mercados, baseado na Lei do Preço Único. A metodologia é apresentada na seção 4, enquanto os resultados são discutidos na seção 5. Finalmente fazem-se as considerações finais, na seção 6.

## **2. Caracterização do mercado tritícola no Brasil**

As perspectivas para a triticultura melhoraram depois da desvalorização do real em 1999. Isso estimulou agricultores a ampliarem as áreas de cultivo, conforme se pode observar na Tabela 1. No Brasil, a produção está concentrada basicamente na Região Sul, sendo o Estado do Paraná o maior produtor, seguido do Rio Grande do Sul e Santa Catarina.

Tabela 1 – Área, produtividade e produção de trigo no Brasil (1997-2007)

Ano	Área (em mil ha.)	Produção (em mil ton.)	Produtividade
1997	1.521,50	2.489,10	1.636,00
1998	1.408,90	2.269,80	1.611,00
1999	1.251,80	2.402,80	1.919,50
2000	1.468,10	1.658,40	1.129,60
2001	1.710,20	3.194,20	1.867,70
2002	2.051,60	2.913,90	1.420,30
2003	2.727,30	6.073,50	2.226,90
2004	2.756,30	5.845,90	2.120,90
2005	2.362,80	4.873,10	2.063,30
2006	1.757,50	2.233,70	1.271,00
2007	1.818,90	3.831,40	2.106,40

Fonte: Embrapa, 2008

Pode-se observar que a área plantada entre 2000 e 2007 teve variação de cerca de 20%, enquanto a produção aumentou cerca de 55%, fato que se refletiu no aumento da produtividade, como demonstrado na última coluna. Estes resultados mostram o aumento do rendimento por área plantada, originado do aumento de tecnologia no campo. Entretanto, se comparado com outros países, o Brasil ainda possui uma produtividade muito baixa.

Quanto ao consumo, embora a produção de trigo tenha crescido, o volume produzido ainda é insuficiente para atender o montante demandado no mercado interno. Segundo Machado (2008), apenas 33,50% da demanda brasileira de trigo foi suprido pela própria produção, no período de 1992 a 2006.

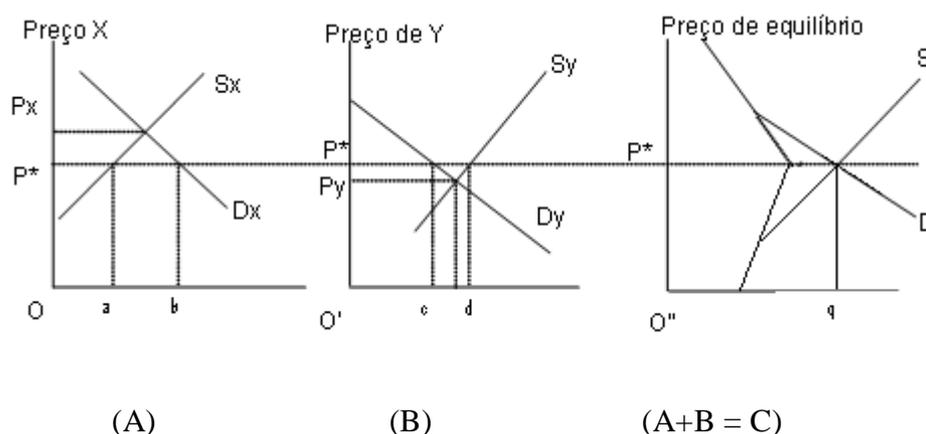
Desta forma, pode-se vislumbrar que apesar do trigo ser essencial, é uma cultura de inverno e, portanto, encontra sérias restrições de produção no Brasil. Mesmo assim, a área plantada, bem como a produtividade, tem crescido ao longo do período em estudo. Entretanto, somente cerca de 40% da demanda é efetivamente suprida pela produção interna, fazendo com que ainda se precise importar muito, principalmente, da Argentina, e Estados Unidos.

### 3. Integração de mercados e lei do preço único

Integração espacial de mercados se refere à medida do grau de integração de mercados, ou seja, por um lado, existem mercados completamente isolados e, por outro, aqueles perfeitamente integrados, sendo importante na medida em que pode ocorrer transmissão de preços indiretamente, ou seja, não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para existir alto grau de integração entre elas (Fontes *et al*, 2005).

Por exemplo, supondo a existência de duas localidades "A" e "B", ambas fornecedoras de determinado bem para uma localidade "C". As localidades "A" e "B" podem estar fortemente integradas, apesar de não comerciarem diretamente. É justamente a ligação comercial com "C" que pode fazer que "A" e "B" estejam integradas. Sendo assim, choques de preços podem ser transmitidos, indiretamente, por meio da rede de comércio via ligações de comércio entre regiões a ela conectadas (Fackler e Goodwin, 2000 *apud* Fontes et al, 2005).

Através de análise de equilíbrio parcial, Barros (2007) analisa a dimensão espacial dos preços no processo de comercialização de produtos agrícolas entre duas regiões separadas (X e Y). Se não houver comércio entre elas, sabe-se que o preço em cada região ( $P_x$  e  $P_y$ ) será determinado em função das curvas de demanda e oferta de cada bem, como demonstrado pela Figura 1.



**Figura 1 – Comércio regional sem custos de transferência**

Fonte: Barros, 2007

Supondo que haja comércio entre as duas regiões X e Y e ignorando o custo de transferência do produto entre as regiões, será lucrativo transferir o produto de Y para X uma vez que  $P_x > P_y$ . A tendência é de que o fluxo do produto de Y para X continue até que o suprimento do produto em X aumente o suficiente para os preços em ambas as regiões convergirem, como no Gráfico C.

O equilíbrio retratado no Gráfico C é resultante da soma horizontal das curvas de demanda e de oferta. A intersecção das duas curvas combinadas determina o preço  $P^*$  comum às duas regiões e o volume total de produto vendido ou comprado nas duas regiões conjuntamente ( $O''q$ ). Com o comércio inter-regional na região X se demanda  $Ob$  de produto e se produz  $Oa$ . Na região Y, é demandado  $O'c$  e produzido  $O'd$ . Assim, se houver integração

espacial de preços interno e externo no mercado do trigo, isto significa que uma alteração de preços em um mercado é sentida em outro. Entretanto, este fato não significa que estes mercados seguem a LPU. Segundo Coelho (2002), é possível que dois mercados sejam integrados, mas que não obedeçam a LPU, pois pode haver diferenças substanciais nos custos de transação, assimetria de informação, barreiras comerciais ou entrada de novos concorrentes.

## **4. Metodologia**

### **4.1 Fonte e a base de dados**

Os dados básicos utilizados na pesquisa são as séries mensais de preços de trigo do Brasil, Estados Unidos e Argentina, que representa o mercado externo, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2007. As séries históricas de preço foram obtidos no sítio do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA).

### **4.2 O modelo econométrico**

A equação a ser estimada é dada a seguir:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde  $\Delta$  indica primeira diferença;  $Y_t$  é o preço do trigo no Brasil;  $X_t$  representa os preços do trigo no mercado dos demais países,  $u_{t-1}$  é o termo de erro defasado em um período,  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  e  $\beta_1$  são os parâmetros.

### **4.3 Método de procedimento**

Dados de séries temporais podem ser pensados como sendo gerados por um processo estocástico. Conforme Gujarati (2000), um processo estocástico tem sua média e variância constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada. Esse tipo de estacionariedade é denominado de estacionariedade fraca, pois envolve apenas a média e variância e não momentos superiores.

Se uma série temporal for estacionária, sua média, variância e autocovariância (a defasagens diversas) permanecem as mesmas independentemente do período de tempo em que sejam medidas. Se uma série temporal não for estacionária, conforme definido, é chamada de série temporal não-estacionária.

#### 4.3.1 Testes para detectar estacionariedade

Um teste simples para detectar a estacionariedade baseia-se na função autocorrelação (FAC). O correlograma amostral inicia com um valor bem alto e diminui gradualmente. Este tipo de padrão é indicador de que a série temporal é não-estacionária.

Um teste formal de estacionariedade é o da raiz unitária. Uma regressão que é não-estacionária ou de passeio aleatório pode ter uma combinação linear de duas variáveis que é estacionária. Quando isso acontece dizemos que as variáveis são co-integradas, ou seja, elas “estão na mesma onda”, mas devem ter a mesma ordem de integração.

Uma premissa do teste de Dickey Fuller (DF) é que os termos de erro são distribuídos de forma independente e idêntica. O Teste Dickey Fuller Aumentado (DFA) ajusta o teste de DF para levar em conta uma possível correlação serial nos termos de erro pelo artifício de somar os termos de diferenças defasados pelo regressando.

Para verificar a condição de co-integração neste trabalho será utilizado o procedimento de Johansen. Este procedimento é recomendado quando se tem a possibilidade de se obter mais de um vetor de co-integração. O procedimento de Johansen utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de co-integração.

Seja  $Z$  um vetor de  $n$  variáveis ( $Z = Z_{1t}, \dots, Z_{pt}$ ) das  $p$  variáveis de preços dos países abordados, considerando-se que este vetor assume um processo auto-regressivo (VAR) de ordem  $k$ , reescrito como um Modelo de Correção de Erros, adota-se a seguinte equação (Enders, 1995):

$$\Delta Z = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \mu_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

A matriz  $\pi$  contém informações de longo prazo correspondente a  $\pi = \alpha\beta'$ , em que  $\alpha$  representa o ajustamento do desequilíbrio, enquanto  $\beta$  constitui-se em uma matriz de coeficientes de longo prazo. O método consiste em testar se os coeficientes da matriz  $\pi$  contêm as informações de longo prazo sobre as variáveis envolvidas. Existem três casos possíveis: primeiro, se a matriz é de posto completo ou posto  $(\pi) = n$ , as variáveis  $x_t$  serão I(0) ou estacionárias. Segundo, se o posto da matriz for igual à zero ou posto  $(\pi) = 0$ , então não

existe nenhum vetor de co-integração. E finalmente, se o posto  $(\pi) = r \leq n - 1$  existem  $n - 1$  vetores de co-integração, ou seja, o posto indica o número de relações que co-integram.

São propostas duas estatísticas para testar a significância dos vetores de co-integração: o Teste Traço e o Teste de Máximo Autovalor. O Teste Traço aplica-se para verificar a existência do número máximo ( $r$ ) de vetores integrados, e o Teste de Máximo Autovalor testa a existência de exatamente  $r$  vetores de co-integração contra a alternativa de existência de  $r + 1$  vetores. Ambos são definidos por:

$$\text{Teste traço} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

Com  $r = 0, 1, 2, \dots, p-1$

A hipótese nula é a seguinte:

$$H_0 : \lambda_i = 0 \quad i = r + 1, \dots, n$$

A não rejeição de  $H_0$  indica a presença de no máximo  $r$  vetores de co-integração, mas, se  $H_0$  for rejeitada deve-se repetir o teste para  $r + 1$  e determinar se existem  $r + 1$  vetores de co-integração (Coelho, 2002).

$$\text{Teste de Máximo Autovalor} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

A hipótese nula é a seguinte:

$$H_0 : \lambda_{r+1} = 0$$

Variáveis co-integradas possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, mas no curto prazo pode haver desequilíbrio. Assim, pode-se tratar o termo de erro como erro de equilíbrio e pode-se usar o termo de erro para ligar o comportamento de uma variável em curto prazo com seu valor em longo prazo. O Mecanismo de Correção de Erro (MCE) corrige quanto ao desequilíbrio (Gujarati, 2000).

## 5. Resultados e discussões

Primeiramente, é necessário que se verifique a presença ou não de raiz unitária nas séries em estudo. Como primeiro teste elabora-se o correlograma amostral. Como se pode ver, as Figuras 2 a 4 descrevem um padrão clássico de séries autocorrelacionadas, uma vez que os valores da função autocorrelação são altos e caem gradativamente.

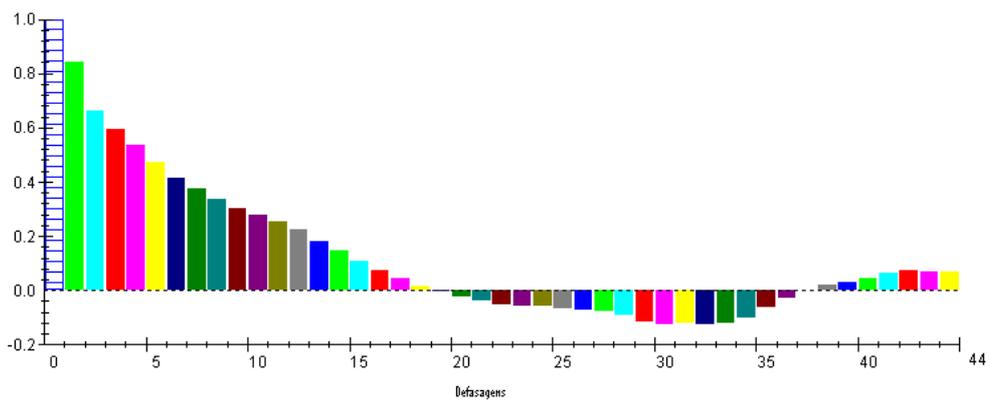


Figura 2 – Função autocorrelação para a série Argentina  
 Fonte: Resultados de pesquisa

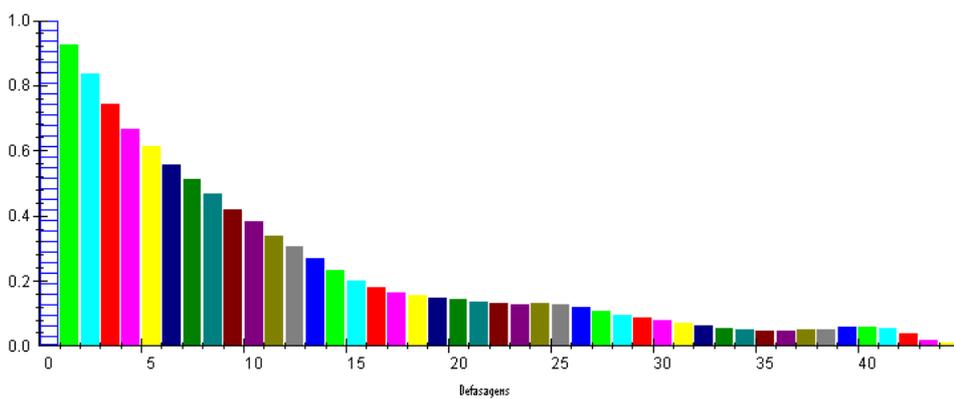


Figura 3 – Função autocorrelação para a série Brasil  
 Fonte: Resultados de pesquisa

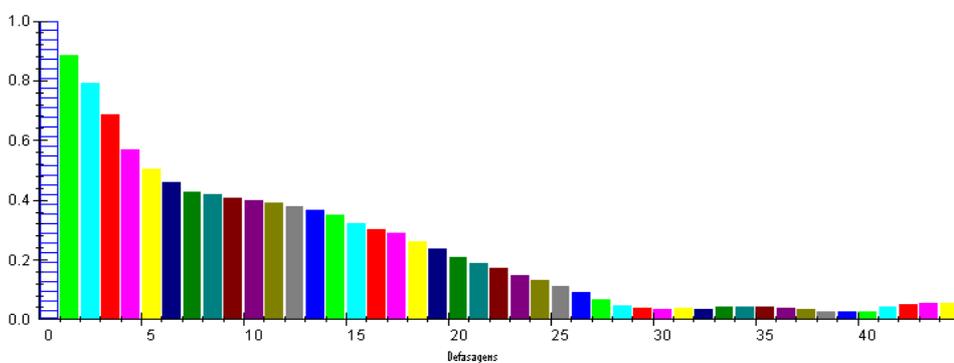


Figura 4 – Função autocorrelação para a série Estados Unidos  
 Fonte: Resultados de pesquisa

Entretanto, é preciso realizar testes mais conclusivos, como teste DFA e DF, os quais se encontram na Tabela 2. Conforme se pode notar, os valores calculados dos testes DF e DFA são menores do que os valores críticos de 5% de significância. Isso significa que esses processos possuem raiz unitária. Já o vetor resíduos é estacionário, portanto será feita a diferenciação da série.

Tabela 2 – Teste de estacionariedade para as séries de preços da Argentina, Brasil e Estados Unidos – resultados incluindo intercepto.

Variável Preço	Série em nível		Série em 1ª. diferença	
	Teste DF	Teste ADF	Teste DF	Teste ADF
Brasil	-2,3236	-3,2193	-7,7562	-7,0139
Argentina	-1,7456	-2,4324	-7,6478	-5,7077
EUA	-1,6926	-1,9342	-9,2776	-7,8975
Resíduos	-4,8093	-----	-----	-----

Notas: Estatística Dickey-Fuller = -2.8900, para 95% de confiança, ADF = - 3,4543. Fonte: Resultados de pesquisa.

Após a primeira diferenciação, ao nível de confiança de 95%, os valores calculados das estatísticas de DF e ADF são superiores ao valor crítico e se aceita a hipótese de que todas as séries são estacionárias após a diferenciação. Desta forma, já se tem indícios de que as variáveis em estudo guardam relação de equilíbrio de longo prazo.

É possível verificar a co-integração das séries de preços nos países estudados através do método proposto por Johansen, porém, para utilizá-lo é preciso determinar a ordem do vetor autoregressivo. A ordem é determinada de acordo com os critérios de seleção de AIC, SBC e LL. A Tabela 3 mostra os valores encontrados nos testes.

Tabela 3 – Critérios de seleção para a escolha da ordem de defasagem do modelo

Ordem	LL	AIC	SBC
4	-1.319	-1.355	-1.406
3	-1.333	-1.360	-1.399
2	-1.346	-1.364	-1.390
1	-1.379	-1.388	-1.401
0	-1.926	-1.926	-1.926

Fonte: Resultados de pesquisa

Para os valores arrolados acima se buscou verificar qual a ordem em que critérios de seleção foram maiores. Assim, tomando-se o critério AIC percebe-se que o valor máximo é - 1.355, indicando que a ordem de defasagens deve ser 4. O critério SBC revela que a ordem de

defasagens deve ser 2. Assim, para o desempate utiliza-se o teste LL, que revela que o número de defasagens deve ser igual a 4.

A definição do número de vetores co-integrados se dá pela escolha do *rank* da matriz *r*, com base nos autovalores e no traço da matriz estocástica. Para este trabalho foi escolhido como modelo representativo aquele sem intercepto ou tendência, entretanto, os resultados para os modelos com intercepto e sem tendência, sem intercepto e com tendência ou interceptos restritos, não sofreram mudanças estatísticas significativas.

A Tabela 4 mostra o Teste de co-integração de Johansen, levando-se em consideração os critérios de Máximo Autovalor e Traço.

Tabela 4 – Teste de co-integração de Johansen para os vetores

Máximo Autovalor					Traço				
H.N	H.A	Estat.	95%	90%	H.N	H.A	Estat.	95%	90%
r = 0	r = 1	33,53	17,68	15,57	R = 0	r >= 1	56,73	24,05	21,46
r <= 1	r = 2	20,47	11,03	9,28	R <= 1	r >= 2	23,20	12,36	10,25
r <= 2	r = 3	2,73	4,16	3,04	R <= 2	r = 3	2,73	4,16	3,04

Fonte: Resultados de pesquisa

Em conformidade com os resultados da Tabela 4, pode-se concluir que são dois vetores co-integrados. Em um primeiro momento analisa-se a hipótese nula de que não há vetores co-integrantes e a hipótese alternativa de que há um vetor co-integrante. A hipótese nula é rejeitada, pois, a estatística encontrada é menor do que a calculada. A única hipótese que não pode ser rejeitada é a de que há dois vetores de co-integração, pois a estatística encontrada é igual a 4,16 (95%) e 3,04 (90%) contra 2,73. Assim, não se rejeita a hipótese de que há dois vetores que co-integram na equação.

O segundo vetor apontado no teste acima se refere à transmissão de preços do trigo dos EUA para a Argentina. Como tal relação não é de interesse da presente pesquisa ela não foi aqui avaliada teoricamente, mas os resultados das estimativas estão na parte inferior da Tabela 5, com a denominação de Vetor 2.

Para atender aos propósitos da presente pesquisa, mensurou a relação de equilíbrio de longo prazo verificada entre as variáveis, preço do trigo no Brasil, na Argentina e Estados Unidos. Os resultados das estimativas estão consolidados na Tabela 5. Cabe ressaltar, também, que para o primeiro vetor o coeficiente dos preços da Argentina não foi significativo nem a 20%, por essa razão, essa variável foi restringida no primeiro vetor. Isso significa que não há integração de preços do trigo entre Brasil e Argentina no período analisado.

Tabela 5 – Vetores co-integráveis Resultados da estimação da regressão – variável Argentina restrita

Vetores		Preço Argentina	Preço EUA	Preço Brasil
Vetor 1	$\beta_i$	0,00	0,93	1,00
	$ep$	----	0,17	----
	$t$	----	5,47	----
Vetor 2	$\beta_i$	1,00	0,95	0,0
	$ep$	----	0,02	---
	$t$	----	47,50	---

Fonte: Resultados de pesquisa

Desta forma, ao normalizar os preços da Argentina no vetor 2, percebe-se que são estatisticamente significativos a 1% de significância a integração com os preços dos Estados Unidos. Os resultados do vetor 1 apontam que no longo prazo, os preços do trigo norte-americano tem relação positiva com os preços do trigo no Brasil, fato esperado, pois os Estados Unidos é um país formador de preços no mercado internacional. Nesse sentido, é plausível esperar que o aumento de preço do trigo nos Estados Unidos influencie diretamente, tanto o nível de preços de trigo no Brasil, quanto na Argentina. Infere-se com 95% de confiança que uma elevação de 1% no preço do trigo norte-americano incrementaria o preço do trigo em ambos os países em, aproximadamente, 1%.

Pode-se usar o termo de erro para ligar o comportamento da variável em curto prazo ao seu valor em longo prazo. O mecanismo de correção de erros evidencia o quanto da trajetória de longo prazo da série é corrigido a cada mês. Esses resultados encontram-se arrolados na Tabela 6.

Tabela 6 – Modelo vetorial de correção de erros. Brasil como variável explicada.

Regressor	Coefficiente	Erro-padrão	T-calculado
Brasil (1)	0,21937	0,0927	<b>2,36</b>
Argentina (1)	0,16394	0,0639	<b>2,56</b>
Estados Unidos (1)	0,14570	0,0705	<b>2,06</b>
Brasil (2)	-0,00209	0,1008	-0,02
Argentina (2)	0,13338	0,0909	1,46
Estados Unidos (2)	-0,27042	0,0736	<b>-3,67</b>
Brasil (3)	-0,13480	0,0951	-1,41
Argentina (3)	-0,04969	0,0891	-0,55
Estados Unidos (3)	-0,14611	0,0767	-1,90
Ecm 1	-0,10843	0,0485	<b>-2,23</b>
Ecm 2	-0,03441	0,0842	0,40

Fonte: Resultados de pesquisa

É possível verificar que o vetor de erro 1, em um intervalo de confiança de 95% é significativo e possui o sinal correto. Pode-se constatar que a primeira diferença dos preços do trigo para o Brasil tem coeficiente significativo e com sinal positivo, ou seja, no curto prazo os choques internos afetam positivamente os preços internos. Os resultados para Argentina e Estados Unidos também são significativo e como o sinal é positivo, isto indicam que respondem significativamente, em termos estatísticos, aos choques internos de preços no curto prazo.

O coeficiente obtido do termo de erro significativo demonstra que a discrepância de 10,84% entre os preços do trigo no Brasil e nos outros mercados integrados está sendo corrigida a cada mês. Além disso, no que se refere aos preços do trigo no Brasil, 21,93% do desequilíbrio de curto prazo relativo à trajetória de longo prazo são corrigidas a cada mês, indicando que precisaria em média cinco meses para corrigir o desequilíbrio.

Desta forma no longo prazo, os preços do trigo norte-americanos e brasileiros são integrados, mas essa integração não foi verificada para o caso da Argentina. No entanto, no curto prazo, o mercado de trigo no Brasil é integrado aos mercados dos Estados Unidos e da Argentina. Essa integração entre os mercados brasileiro e argentino, no curto prazo, era esperado, já que o Brasil é seu maior comprador.

Tendo-se por base as relações de longo prazo estabelecidas pelo vetor de co-integração exposto acima, verifica-se agora sua respectiva resposta a impulsos, segundo a função impulso-resposta do choque de uma unidade de desvio padrão do preço do trigo para o Brasil. Tomando-se por base a Figura 5 nota-se que o preço do trigo para o Brasil possui comportamento instável até 30°, após sofrer um choque e recupera seu equilíbrio aproximadamente após o 32° mês.

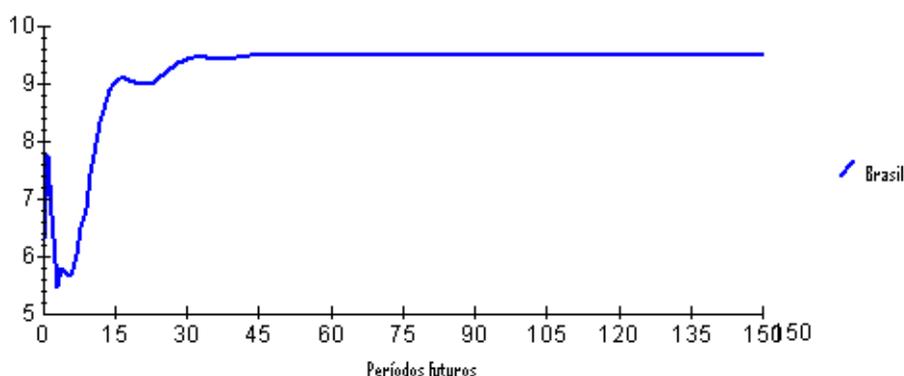


Figura 5 – Função impulso-resposta do choque de uma unidade de desvio padrão para o preço do trigo no Brasil  
Fonte: Resultados de pesquisa

Na Figura 6 é possível ver que o preço do trigo para o Brasil, por exemplo, decorrente de um impulso dos preços de US\$ 2,45 nos Estados Unidos, é reequilibrado no primeiro mês mediante um preço de US\$ 7,78. No segundo ano, o impacto residual é de US\$ 6,72 e assim até que o valor seja eliminado por volta do 32º mês.

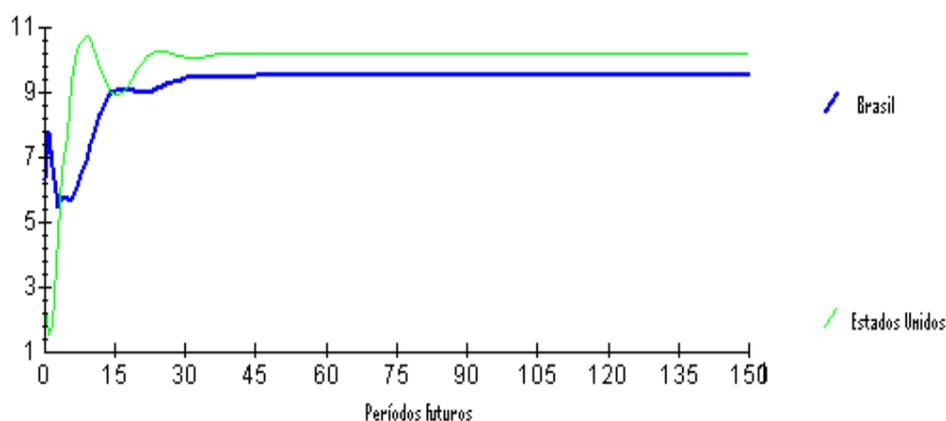


Figura 6 – Função impulso-resposta do choque de uma unidade de desvio padrão para o preço do trigo no Brasil

Fonte: Resultados de pesquisa

Em relação aos resultados referentes à decomposição da variância dos erros de previsão, a Tabela 6 mostra que após 30 meses, período em que o valor residual é eliminado, 47% da sua decomposição da variância dos erros de previsão se deve a ela própria.

Tabela 6 – Decomposição da variância dos erros de previsão

Período	Brasil	Argentina	Estados Unidos
0	1,0	0,0	0,0
10	0,55	0,094	0,35
20	0,50	0,19	0,30
30	0,47	0,23	0,28

Fonte: Resultados de pesquisa

Isto significa que a variância dos erros de previsão é atribuída à própria dinâmica do mercado de trigo no Brasil, sendo o restante atribuído a variável norte-americana (28%) e aos preços argentinos (23%).

## 6 Conclusão

Os resultados apontaram que há transmissão de preços entre Estados Unidos/Brasil e entre Estados Unidos/Argentina, mas não se pode aceitar a hipótese de que há transmissão de preços entre Argentina/Brasil. Isto leva a crer que apesar dos preços do trigo brasileiro serem baseados nos preços argentinos em curto prazo, o país que realmente determina os preços em longo prazo são os Estados Unidos.

Uma das explicações mais lógicas seria de que a transmissão de preços não ocorreu entre os três países por fatores internos de cada nação. A Argentina, por exemplo, passou a restringir as exportações de trigo, para evitar um possível desabastecimento no mercado interno e enfrentou grande crise econômica, a partir de 2000.

O cenário que se obteve a partir dos resultados obtidos é de que a inter-relação de preços no mercado do trigo não é completa, sejam pelo fato de se ter poucos produtores mundiais, ou ainda o fato dos preços serem determinados por muitas outras variáveis, como: clima ou nível de estoques mundiais. Contudo, faz-se necessário que se realizem mais estudos, a fim de verificar o porquê que o mercado do trigo não está efetivamente integrado ao mercado argentino. Além disso, é importante verificar se a integração de preços entre Estados Unidos/Brasil é perfeita, ou seja, se segue a LPU.

## Referências Bibliográficas

BARROS, G S. de C. Economia da Comercialização Agrícola. Piracicaba: ESALQ, 2007. Disponível em:

<[http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/1\\_economia\\_comercializacao\\_agricola.pdf](http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/1_economia_comercializacao_agricola.pdf)> Acesso em: out. 07.

CAMARGOS, M. A. de; GOMES, G. D.; BARBOSA, F. V. Integração de mercados e arbitragem com títulos transfronteiriços: ADRs – American Depositary Receipts. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, 10, n. 2, p. 51- 67, abr-jun, 2003. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/cad-pesq/arquivos>>. Acesso em nov. 07

CHIODI, L. Integração espacial no mercado brasileiro de milho. 2006. Dissertação (Escola Superior de Agricultura Luis de Queiroz) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br>> Acesso em: jul.07.

COELHO, A. B. A cultura do algodão e a questão da integração de preços internos e externos. 2002. Dissertação. (Mestrado em Economia). Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002. Disponível em <<http://www.usp.br>>. Acesso em: mar. 07.

\_\_\_\_\_ A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. vol. 42, n. 1, p. 153-169, jan-mar. 2004.

COSTA, S. M. A. L.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Liberação comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados do algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.38, n.2, p.41-70, 2000.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FONTES, Alessandro Albino, SILVA, Márcio Lopes da and LIMA, João Eustáquio de. **Integração espacial no mercado mineiro de carvão vegetal**. *Rev. Árvore*, Nov./Dec. 2005, vol.29, no.6, p.937-946. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rarv/v29n6/a13v29n6.pdf>. Acesso em nov. 07.

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

IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada. **Boletim Conjuntural**, n. 35, out. 1996. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/bccj>> Acesso em 10 jan. 08

JACOBSEN, L. A. **Análise do trigo brasileiro e rio-grandense frente ao Mercosul**. 2000. Dissertação (Mestrado em Integração Latino-Americana). Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria, 2000.

KRUGMAN; P. R. ; OBSTEFELD, M. **Economia Internacional: Teoria e Prática**. São Paulo: Makron Books, 1999.

MACHADO, T. de A. **Transmissão de preços do trigo entre países do Mercosul e Estados Unidos no período de 1995 – 2005**. Dissertação (Mestrado em Integração Latino-Americana). Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria, 2008.

MARGARIDO, M. A . Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS®. **Revista Agricultura em São Paulo**. v. 51, n.1, p.87-101, jan – jan, 2004. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br>>. Acesso em fev. 07.

MARGARIDO, M. A.; BARROS, G. S. de C. Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil. *Revista Agricultura em São Paulo*, n 47 (2), p. 53-81, 2000. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/publicações>> Acesso em set. 07.

MARQUES, P.V.; MELLO, P. C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: exemplos e aplicações aos mercados brasileiros**. – São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999, 208p

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D. ; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**. Belo Horizonte, n. 15 (2), p. 91-112, mai-ago, 2005.