

Análise de convergência entre os preços de mercado do trigo entre Estados Unidos da América, Argentina e Brasil no período de 2004 a 2012

<http://dx.doi.org/10.11132/rea.2014.891>

Fabiano Luiz Alves Barros

Mestrando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará-UFC e bolsista CNPq

Endereço: R. Lopes Filho, nº 386 apt. 101 Amadeu Furtado

CEP: 60455-370 Fortaleza CE – Brasil

e-mail: fabianowar@hotmail.com

Francisco José Silva Tabosa

Professor Adjunto da Universidade Federal do Ceará – UFC

Endereço: Av. Mister Hull s/n Campus do Pici

CEP 60451-970 Fortaleza – CE Brasil

e-mail: franzetabosa@hotmail.com

José Alex do Nascimento Bento

Mestrando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará – UFC

Endereço: R. Lopes Filho, nº 386 apt. 101 Amadeu Furtado

CEP: 60455-370 Fortaleza CE – Brasil

e-mail: josealex18@yahoo.com.br

Evânio Mascarenhas Paulo

Mestrando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará – UFC

Endereço: R. Lopes Filho, nº 386 apt. 101 Amadeu Furtado

CEP: 60455-370 Fortaleza CE – Brasil

e-mail: evanio_paulo@hotmail.com

Mamadu Alfa Djau

Mestrando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará – UFC

Endereço: R. Lopes Filho, nº 386 apt. 101 Amadeu Furtado

CEP: 60455-370 Fortaleza CE – Brasil

e-mail: mamadualfadjau@gmail.com

Resumo

O presente trabalho analisa a relação entre os preços de Curitiba/PR, Porto Alegre/RS, Chicago/USA e Argentina/ARG no mercado de trigo, testando assim o grau de convergência entre esses mercados, no período de janeiro de 2004 a junho de 2012. Para isso, foram utilizados os testes de raiz unitária de séries temporais, com o intuito de calcular beta convergência (β) e meia-vida (p), seguindo a metodologia proposta por Buseti et al. (2006). Os resultados obtidos

indicaram que há elevado grau de convergência entre os preços do trigo e também presença de custos de transação, exceto entre os preços da Argentina e de Porto Alegre.

Palavras-chave: Convergência; Meia-vida; Trigo.

Abstract

We examine the relationship between wheat market prices at Curitiba/PR, Porto Alegre/RS, Chicago/USA and Argentina/ARG, in an attempt to test the degree of market convergence in the January 2004 to June 2012 period. We used unit root tests in order to calculate convergence beta (β) and half-life (p), following the methodology proposed by Busetti et al. (2006). The results indicate that there is a very high degree of convergence between wheat prices, in the presence of transaction costs, except between the Argentina and Porto Alegre prices.

Keywords: Convergence; Half-life; Wheat.

Submetido em 21 de junho de 2014

Aprovado em 25 de julho de 2014

1. Introdução

A transmissão de políticas macroeconômicas e os ganhos obtidos com a utilização de inovações tecnológicas nas empresas nos permitem verificar o grau de integração entre os mais variados mercados, pois esta relação de interdependência, principalmente entre os preços dos mais diversos mercados, nos concede a compreensão do grau de integração entre eles (TABOSA et al., 2014).

Esta relação de integração entre os mercados é explicada por modelos de arbitragem espacial e também pela Lei do Preço Único (LPU) para mostrar a relação existente entre os mercados e preços, sob a hipótese de que o mercado esteja funcionando em plena capacidade, ou seja, funcionando no sentido de Pareto (SAMUELSON, 1952; RAVALLION, 1986).

A importância de entender tais relações de integração favorece ao controle mais eficiente da produção visando ao seu armazenamento ou não pela empresa. No que diz respeito ao governo, tais decisões se refletem no escoamento da produção, na política de subsídios, entre outras (TABOSA et al., 2014).

Este tipo de integração nos permite entender como esta transmissão de preços acontece dentro do mercado. Um mecanismo bastante utilizado em estudos recentes sobre integração de mercados é o teste de convergência de preços entre mercados (BUSETTI et al., 2006).

A produção brasileira de trigo é insuficiente para atender a demanda interna, em decorrência de condições climáticas especiais, o que conduz ao recurso frequente à importação (MARGARIDO et al., 2006). O principal país responsável pelo suprimento deste grão no Brasil é a Argentina, especialmente por meio da União Aduaneira (MERCOSUL), permitindo algumas vantagens nas relações de troca, a saber: livre tarifa sobre importação, proximidade com o Brasil, etc. (MARGARIDO et al., 2006)

A vantagem de proximidade com a Argentina nos permite entender até que ponto ocorre sua influência nos preços cobrados pelos produtores de trigo no

Brasil. Com isto, a análise de integração de mercado se torna de fundamental importância, pois demonstra a transmissão de políticas macroeconômicas externas, bem como o grau de interdependência entre os preços, afetando diretamente a formação do preço nacional (BARRETT, 2005).

Já a relação entre os preços formados nos Estados Unidos, que é o maior produtor de trigo na América, nos permite considerar se há transmissão entre os preços brasileiros, assim como o da Argentina, que possui influência direta nos preços do trigo no Brasil. Vale salientar ainda que a produção brasileira se concentra na região Sul e que Chicago é o maior centro de comercialização do mundo no que se refere a várias *commodities*.

Sendo assim, o objetivo deste estudo é analisar a presença (ou não) de convergência entre os preços do trigo pagos aos produtores da Argentina, Chicago/USA, Curitiba/PR e Porto Alegre/RS, permitindo entender sua dinâmica com os preços internacionais no mercado brasileiro. Para isso, utiliza-se a metodologia proposta por Busetti et al. (2006), que consiste no uso de testes de raiz unitária para as séries temporais, com o intuito de calcular beta convergência (β) e meia-vida.

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais quatro seções. A primeira contém uma revisão de literatura sobre a integração de mercados agrícolas. A segunda explica a metodologia utilizada, e na terceira os principais resultados são apresentados. Finalmente, uma seção contendo as conclusões encerra o trabalho.

2. Revisão de literatura

2.1 Convergência de preços

Há duas definições ou conceitos principais. Em primeiro lugar, o grau de integração do mercado é identificado com o nível dos diferenciais de preços entre mercados. Se esses diferenciais são grandes (em termos relativos), então o mercado está mal integrado. Se, pelo contrário, eles são pequenos, o mercado seria bem integrado (TABOSA et al., 2014).

Em segundo lugar, regiões (ou mercados) são ditas integradas se arbitragens “suficientes” estão presentes e as regiões agem “eficientemente”, no sentido de satisfazerem uma série de condições, tais como, por exemplo, a exigência de informação perfeita (BUKENYA; LABYS, 2002).

Nesta concepção, se diz que o mercado é integrado ou não. Não há espaço para alguma medida que reflita certo grau de integração. No entanto, é muito difícil definir a eficiência do mercado com um critério operacional claro, pois os custos de transporte e informações sobre taxas de frete não são muitas vezes conhecidos publicamente. Portanto, a maior parte da investigação estatística é forçada a contar com a primeira definição (BUKENYA; LABYS, 2002).

Os estudos de convergência de preços estão intimamente relacionados com os estudos sobre a lei do preço único e a paridade do poder de compra (*purchasing*

power parity – PPP). A lei do preço único estabelece que o preço dos bens deve ser igual entre os diferentes países. Isto implica que a relação de preços P seja igual a um (BUKENYA; LABYS, 2002). Ou seja:

$$P = \frac{P_1^j}{P_2^j} = 1 \quad (1)$$

Os índices 1 e 2 referem-se a dois diferentes países ou regiões. Para maior conveniência, é preferível especificar a relação em termos logarítmicos, como se segue:

$$PPP = \ln(P) = h P_1^j - h P_2^j \quad (2)$$

A lei do preço único geralmente não se verifica, como documentado por Giovannini (1988). A existência de tarifas, taxas de câmbio nominais (entre países) ou custos de transporte criam divergências entre os preços dos mesmos produtos em diferentes áreas. No entanto, evidências mais recentes de estudo sobre a lei do preço único dentro de cada país, eliminando assim os efeitos de tarifas e taxas de câmbio nominais (ENGEL; ROGERS, 1996), mostram que desvios da lei do preço único ainda persistem.

Na verdade, há um consenso amplo de que a hipótese de Paridade do Poder de Compra (PPP) deve ser mais facilmente satisfeita no nível intranacional do que em nível internacional. Entre as razões para isso está a integração mais elevada dos mercados, a ausência de barreiras comerciais, como tarifas e cotas, e a ausência de volatilidade da taxa de câmbio. Além disso, é esperado que os índices de preços dentro do país sejam mais homogêneos do que os índices de preços entre países, uma vez que são coletados pela mesma instituição e a cesta de bens é mais homogênea.

A questão da convergência de preços entre as regiões de uma mesma economia tem recebido atenção crescente na literatura. No entanto, a maioria das evidências empíricas sobre a convergência dos preços dentro de nações tem incidido sobre as cidades na América do Norte e na Europa (CECHETTI et al., 2002; SONORA, 2005). Há menos estudos empíricos abordando a convergência de preços nacionais em outras áreas geográficas.

2.2 Integração de mercados e convergência

A análise de convergência de preços é bastante utilizada em estudos de âmbito mundial, com o objetivo de verificar a polarização induzida por agregação de coeficientes, coeficientes de latência dinâmica e viés, induzida por questão de tempo dos preços de commodities (CHOI et al., 2006). Utilizando um conjunto de dados em painel anual de taxas de câmbio real para 21 países da OCDE, de 1973 a 1998, os referidos autores obtiveram uma estimativa não enviesada de 3 anos para o ponto de meia-vida, com 95% de confiança.

Dreger et al. (2007) investigaram os efeitos da ampliação da União Europeia sobre a convergência de preços. Uma maior concorrência exerce uma pressão descendente sobre os preços por causa da diminuição de *mark ups*. Por outro lado, o processo de *catching up* de países de baixa renda leva a um aumento nos níveis de preços e da inflação ao longo do período. Foi possível estabelecer a convergência de preços para 41 categorias de produtos, usando níveis comparativos de preços para 41 categorias de produtos. No entanto, a convergência é bastante lenta, com meias-vidas em torno de 10 anos.

Chin e Habilabullah (2008) examinaram a integração de mercado dentro da Malásia por meio da convergência de preços em toda a península da Malásia, Sabah e Sarawak, com preços mensais de vários bens. A evidência empírica sugere que há presença de convergência para a maioria dos preços da Malásia. Os resultados empíricos mostram também uma meia-vida de 6,75 anos para a Malásia. Entre os grupos de *commodities* a meia-vida para os bens comercializados é cerca de 1-2 anos, e para os bens não comercializáveis é de cerca de 10 anos.

Ghauri et. al. (2013) buscaram avaliar a convergência dos preços entre 35 cidades paquistanesas e também exploraram a localização como fator que afeta a convergência dos preços entre estas cidades. Descobriram que existe convergência bilateral do nível de preços apenas para o grupo de alimentos e que a velocidade desta convergência é de cerca de 3 meses. Por outro lado, os preços das matérias-primas não alimentícias têm baixa velocidade de ajustamento, com 20 meses aproximadamente. Como resultado, o Índice Geral de Preços possui velocidade de convergência de 8 meses, contribuindo assim para o fator localização na transmissão de preços.

Teixeira et al. (2014) analisaram a convergência espacial para o processo de desmatamento em 139 municípios do Mato Grosso durante o período de 2000 a 2008 através da análise exploratória de dados espaciais e de beta convergência. Foi constatado que o processo de desmatamento no Mato Grosso não segue um processo aleatório. Com relação a beta convergência (β), ele se mostrou significativo para todos os períodos, apresentando sinal positivo, o que demonstra que não há convergência, mas sim incremento de disparidades regionais.

3. Mercado internacional do trigo

O mercado internacional do trigo é bem distribuído pelo mundo. A União Europeia (UE28) é a maior produtora do grão no mundo, com cerca de 142 milhões de toneladas na safra 2013/14. Isto representa 19% de todo o mercado mundial de trigo. Em seguida, têm-se a China e a Índia, que somadas se responsabilizam por uma produção de 214 milhões de toneladas em 2013/14, representando 30% do mercado mundial, como é apresentado na Tabela 1 abaixo.

Quando se trata de exportação de trigo, de acordo com na Tabela 2, os Estados Unidos da América são o maior exportador, vindo a União Europeia em segundo lugar. No entanto, chama atenção a quantidade exportada pelos

**Tabela 1.– Principais produtores mundiais de trigo:
2011/12, 2012/13 e 2013/14, em milhões de toneladas.**

País/Bloco	Produção (milhões t)		
	2011/12	2012/13	2013/14
União Européia-28	138,18	133,88	142,00
China	117,40	121,02	122,00
Índia	88,87	94,88	92,46
Estados Unidos	54,41	61,67	57,96
Rússia	56,24	37,72	52,10
Canadá	25,29	27,21	37,50
Total	697,27	656,45	712,66

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da Embrapa Trigo (2014).

Estados Unidos, já que esse país não é o maior produtor (ver Tabela 1). O volume exportado pelos Estados Unidos na safra 2013/14 foi de 30.617 mil toneladas do grão, com a quantidade exportada crescendo com referência a 2011. Outro fato curioso é com relação à China, que é o segundo maior produtor de trigo, mas que em termos de quantidade exportada não figura entre os maiores exportadores, pois sua produção não é suficiente para suprir o mercado interno.

Em relação à importação de trigo, o Brasil é o terceiro maior importador mundial, sendo o Egito o maior importador.

Portanto, o mercado do trigo se concentra em grandes regiões, tais como Estados Unidos e União Europeia. Contudo, países em desenvolvimento têm contribuído de forma significativa ao dinamismo do mercado, potencializando seu mercado interno e fortalecendo base para um desenvolvimento estável.

3.1 Mercado nacional do trigo

A Tabela 3 apresenta os principais estados produtores de trigo no Brasil. A produção nacional de trigo se concentra na região Sul do Brasil, com a maior produção no estado do Rio Grande do Sul, sendo acompanhado pelo Paraná, com produção de 1.827 mil toneladas do grão em 2013, isto por conta de características relacionadas ao clima, o que estimula sua produção na região. Todavia, sua produção não é suficiente para atender toda a demanda brasileira.

A produção brasileira está aquém da demanda. Contudo, como pode ser verificado na Tabela 3, houve aumento significativo na produção nos estados da região Sul, como Rio Grande do Sul e Paraná, tendo Santa Catarina uma produção pequena para a região.

Tabela 2.– Principais exportadores e importadores de trigo de 2011 a 2013, em mil toneladas.

País/Bloco	2011/12	2012/13	2013/14
	Exportação (mil toneladas)		
Estados Unidos	28.606	27.416	30.617
União Europeia	16.691	22.621	26.000
Canadá	17.352	18.976	23.000
Austrália	24.661	18.976	19.500
Ucrânia	5.436	7.190	10.000
Cazaquistão	11.844	6.700	8.000
Índia	891	6.824	6.500
Argentina	12.926	3.550	4.000
Total	157.781	137.831	158.575
	Importação (mil toneladas)		
Egito	11.650	8.300	10.500
China	2.933	2.960	8.500
Brasil	7.338	7.358	7.700
Indonésia	6.457	7.146	7.200
Argélia	6.500	6.484	6.500
Japão	6.354	6.598	6.200
Irã	800	6.169	4.500
Coréia do Sul	5.188	5.439	4.500
Total	149.324	144.324	144.857

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da Embrapa Trigo (2014).

4. Metodologia

4.1 Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos na consultoria online SAFRAS e MERCADOS¹, consistindo em séries de preços mensais do trigo no período de janeiro de 2004 a junho de 2012, totalizando 121 observações, para os mercados da Argentina, de Curitiba e de Porto Alegre, como também dos preços cotados na bolsa de Chicago, sendo então deflacionados pelo IGP-DI base dezembro de 2012.

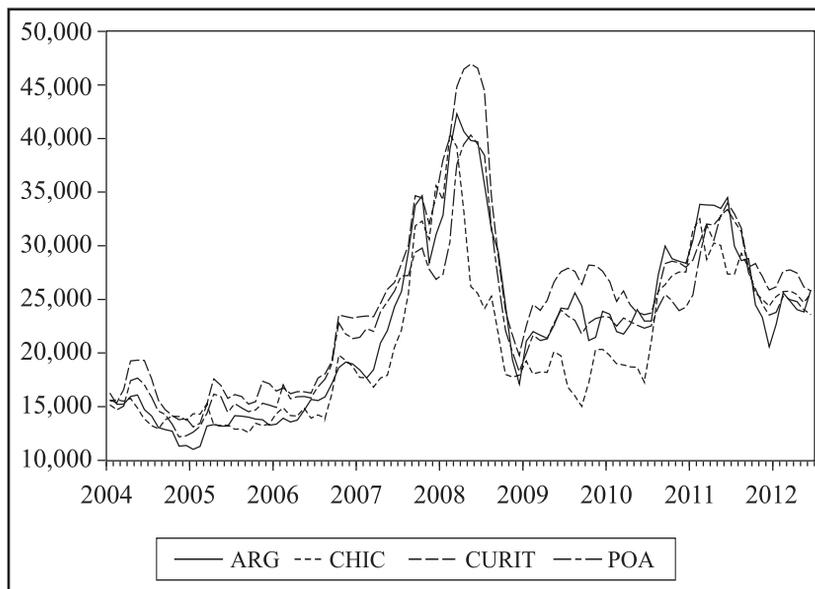
1. www.safras.com.br.

Tabela 3.– Principais estados produtores de trigo no Brasil, 2011 a 2013, em mil toneladas.

Estado	2011	2012	2013
Produção (mil toneladas)			
RS	2741,72	1866,3	3351,7
PR	2427,72	2098,7	1875,4
SC	229,13	139,4	238,3
MG	90,15	80,3	119,5
SP	105,43	124,0	93,4
MS	42,69	23,9	9,1
Total	5695,47	4380,3	5711,8

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da Embrapa Trigo (2014).

Gráfico 1.– Série de preços de Argentina, Chicago, Curitiba e Porto Alegre entre 2004 a 2012.



Fonte: Dados coletados pelos autores para elaboração desta pesquisa.

Sendo que:

ARG = preço real mensal da saca de 60 kg de trigo comercializada na Argentina em dólar;

CHIC = preço real mensal da saca de 60 kg de trigo cotada na bolsa de Chicago em dólar;

CURIT = preço real mensal da saca de 60kg de trigo comercializada em Curitiba em dólar;

POA = preço real mensal da saca de 60 kg de trigo comercializada em Porto Alegre em dólar.

A crise mundial de 2008 envolveu a elevação dos preços das *commodities* agrícolas, entre elas o trigo. Como fica evidenciado no Gráfico 1, os preços tiveram tendência ascendente a partir de 2007, com uma queda abrupta em setembro de 2008 (SAFRAS E MERCADOS, 2008).

Tabela 4.– Estatísticas descritivas das séries ARG, CHIC, CURIT e POA.

Estatísticas Descritivas	ARG	CHIC	CURIT	POA
Média	22,48	20,71	24,88	22,51
Máximo	42,30	40,75	46,94	40,32
Mínimo	11,02	12,56	13,09	12,18
Desvio Padrão	78,14	67,01	78,56	65,27

Fonte: Dados coletados pelos autores para elaboração desta pesquisa.

Na Tabela 4 são apresentadas as estatísticas descritivas das séries de preços. A série CURIT apresentou a maior média entre as séries analisadas, com máximo também atribuído à mesma série (46,94). O maior desvio em torno da média também foi apresentado por CURIT (78,56). Pode ser visto que não há discrepâncias elevadas entre as séries, tendo em vista que a média de preços variou entre 20,71 a 24,88.

Em seguida foi aplicada a transformação logarítmica nestas séries, as quais são denominadas:

LNARG - logaritmo natural do preço do trigo na Argentina;

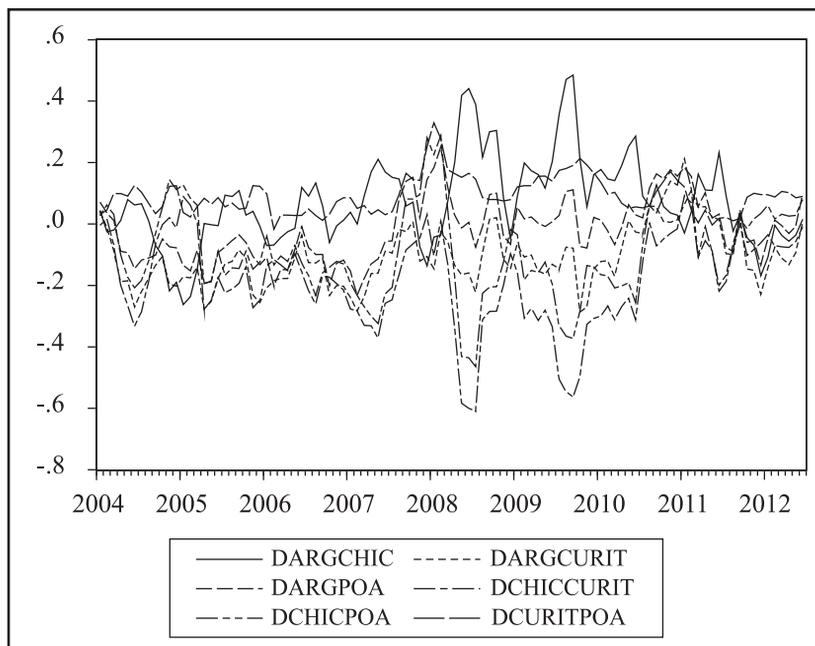
LNCHIC - logaritmo natural do preço do trigo em Chicago;

LNCURIT - logaritmo natural do preço do trigo em Curitiba;

LNPOA - logaritmo natural do preço do trigo em Porto Alegre.

Para se efetuar o cálculo de β (beta convergência) utilizou-se a diferença entre os logaritmos das séries, resultando em seis combinações de preços, como pode ser visto no Gráfico 2 abaixo:

Gráfico 2.- Séries DARGCHIC, DARGPOA, DCHICPOA, DARGCURIT, DCHICCURIT e DCURITPOA no período de jan./2004 a jun./2012.



Fonte: Dados coletados pelos autores para elaboração desta pesquisa.

Sendo que:

- DARGCHIC: Diferença entre os logaritmos dos preços de Argentina/ARG e Chicago/USA;
- DARGPOA: Diferença entre os logaritmos dos preços de Argentina/ARG e Porto Alegre/BR;
- DCHICPOA: Diferença entre os logaritmos dos preços de Chicago/USA e Porto Alegre/BR;
- DARGCURIT: Diferença entre os logaritmos dos preços de Argentina/ARG e Curitiba/BR;
- DCHICCURIT: Diferença entre os logaritmos dos preços de Chicago/USA e Curitiba/BR;

DCURITPOA: Diferença entre os logaritmos dos preços de Curitiba/BR e Porto Alegre/BR.

No Gráfico 2 fica evidente que não há tendência ascendente entre as diferenças dos logaritmos dos preços. Contudo, chama atenção a diferença entre o preço cotado em Chicago e o preço de Curitiba, que apresenta maior baixa no ano de 2008, com leve recuperação nos meses posteriores, mas com outra queda em 2009, evidenciando a sensibilidade dos preços à crise mundial de 2008.

4.2 Métodos de análise

Na literatura de séries temporais de convergência muitas vezes há certa confusão sobre o papel desempenhado por testes de raízes unitárias e estacionariedade para detectar convergência. Os dois tipos de testes de fato têm finalidades distintas. O teste de raízes unitárias é mais útil para estabelecer se duas (ou mais) variáveis estão em processo de convergência, com grande parte da diferença entre os preços dependendo das condições iniciais. Testes de estacionariedade, por outro lado, são ferramentas apropriadas para verificar se as séries convergem, ou seja, se a diferença entre elas tende a permanecer estável.

Com o objetivo de testar a existência (ou não) da convergência de preços no mercado do trigo, utilizou-se a metodologia sugerida por Buseti et al. (2006), que consiste na realização de testes de raízes unitárias para as séries temporais, visando calcular beta convergência (β) e meia-vida (p).

4.2.1 Análise de convergência e meia-vida

As disparidades de preços entre as economias ou mercados deveriam seguir um processo estacionário. Sem esta tendência, os choques de preços relativos poderiam levar a desvios permanentes sem qualquer tendência de convergência (JOENG, 1995; CARLINO; MILLS, 1993). Antes de se poder fazer a análise de cointegração de mercados é necessário confirmar que todas as séries de preços são não estacionárias e integradas de mesma ordem. Isso é feito por meio do teste Dickey-Fuller, como se vê a seguir (BUSETTI et al., 2006):

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_i \Delta y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

$$\beta = \sum_{i=1}^k b_i \quad (4)$$

Na equação (3), α nos permite elucidar a questão de custos associados a transações. Quando α é estatisticamente diferente de zero, verifica-se a existência de custos de transação envolvendo os produtos. Quando é estatisticamente igual a zero, infere-se não haver custos associados a transações dos produtos entre países e regiões. Já a equação (4) relaciona os cálculos na equação (3) para a

obtenção de beta convergência (β), o que permite aferir o grau de transmissão de preços entre os vários mercados.

A meia-vida (p) é comumente utilizada como medida da velocidade de convergência, ou seja, o tempo necessário para que uma divergência de preço se dissipe no tempo. Na presença de um processo AR (1), caso ela seja p^* tal que para cada $e(t) = (qt)$, ela assume a forma conveniente de:

$$p = \frac{\ln(0,5)}{\ln(\beta)} \quad (5)$$

5. Resultados

Esta seção tem por objetivo apresentar os resultados obtidos para as séries de preços da saca de trigo nos mercados da Argentina, Chicago, Curitiba e Porto Alegre, bem como apresentar os valores de beta convergência (β) e meia-vida (p) para cada série.

Os resultados obtidos por meio dos preços da Argentina/ARG, Brasil (Curitiba/PR e Porto Alegre/RS) e EUA (Chicago/USA) demonstram que há uma forte integração de mercado, já que o teste de raízes unitárias mostra que todas as relações de mercado são estacionárias em nível, na Tabela 5 abaixo.

Em relação à meia-vida, os resultados refletem que DARGCHIC indica transmissão de preços convertida em base diária, de 7 dias aproximadamente; DARGCURIT tem uma velocidade de transmissão de 15 dias, enquanto que DARGPOA recebe o impacto nos preços em média em 12 dias. DCHICPOA apresenta meia-vida de 8 dias; DCURITPOA recebe o impacto em 6 dias; e por fim a alteração de preços em DCHICURIT ocorre em cerca de 11 dias. Ou seja, o tempo necessário para que os preços do Brasil e da Argentina respondam às mudanças ocorridas em Chicago é bem curto; no entanto, chama-se a atenção para o caso da diferença entre Argentina e Porto Alegre (DARGPOA), que sinaliza não haver custo de transação significante, provavelmente por conta da proximidade entre os dois mercados.

Assim os resultados mostram que há uma forte integração de mercado entre os preços brasileiros, argentinos e norte-americanos, pois sua transmissão se dá em menos de uma semana em quase todas as séries. Contudo, a série DARGPOA (relação entre os mercados da Argentina e de Porto Alegre/RS) indica não haver custo significativo para as transações entre estes mercados, já que foi a única relação no qual a constante (α) não é estatisticamente significante. Os resultados específicos encontram-se na Tabela 6 abaixo.

O grau de integração é função dos custos de transação, que por sua vez têm como principais fatores o capital físico, principalmente estradas; capital humano; oferta e demanda; presença de cooperativas, além de políticas que facilitem o acesso ao crédito e aprimorem a capacitação técnica (GONZÁLEZ-RIVERA; HELFAND, 2001).

Tabela 5.– Resultados do teste de raízes unitárias (ADF) – teste t, análise de convergência dos preços – β e meia-vida.

Relações	Teste t	β	Meia-vida (p)
DARGCHIC	-3,9333*	0,06	0,24
DARGCURIT	-4,0141*	-0,27	0,53
DARGPOA	-3,2814**	-0,19	0,42
DCHICPOA	-3,9562*	0,08	0,28
DCURITPOA	-3,8380*	0,04	0,21
DCHICCURIT	-3,0013**	-0,16	0,37

Os valores críticos para o modelo com constante e sem tendência são, nos níveis de 1% (-3.492523); 5% (-2.888669); 10% (-2.581313). Para o modelo sem constante e sem tendência os valores críticos são, nos níveis de 1% (-2.586753); 5% (-1.943853); 10% (-1.614749).

***indica que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 10%.

**indica que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 5%.

*indica que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 1%.

Fonte: Dados coletados pelos autores para elaboração desta pesquisa.

Tabela 6.– Valores das constantes α e suas respectivas probabilidades.

RELAÇÕES	α	Prob.
DARGCHIC	0,0166	0,0658
DARGCURIT	-0,0317	0,0019
DARGPOA	-0,0040	0,5251
DCHICPOA	-0,0208	0,0359
DCURITPOA	0,0209	0,0013
DCHICCURIT	-0,0309	0,0227

Fonte: Dados coletados pelos autores para elaboração desta pesquisa.

6. Conclusão

O objetivo deste trabalho foi propor uma abordagem econométrica para analisar a integração de mercados, analisando-se os preços do trigo nos mercados da Argentina, de Chicago/USA, Curitiba/PR e Porto Alegre/RS, a qual permite testar se há integração e se esse processo ocorre com custos de transações relevantes,

seguindo a metodologia proposta por Buseti et al. (2006). Os resultados obtidos favorecem a hipótese de integração entre os mercados brasileiros, argentino e de Chicago de trigo e, neste processo, há evidências claras de custos de transação.

Como pode ser visto através da modelagem, há integração de mercado presente no mercado de trigo, dados os preços analisados, sinalizando uma situação de convergência rápida entre estes preços.

Em relação à meia-vida da velocidade de transmissão para mudança nos preços relativos do trigo nos mercados selecionados, observa-se um máximo de 15 dias para que haja mudança significativa nos preços relativos entre os mercados da Argentina e de Curitiba.

7. Referências

BARRETT, C. B. **Spatial market integration**. Cornell University, 2005, p. 1-7. Disponível em: <http://dyson.cornell.edu/special_programs/AFSNRM/Parima/Papers%20from%20Cbb2/Papers/PalgraveSpatialMarketIntegration.pdf>. Acesso em 29 abr. 2014.

BUKENYA, J. O.; LABYS, W. C. **Price convergence on world commodity markets: fact or fiction**. Virginia: West Virginia University, 2002. 40p. (Research Paper 2002-1).

BUSETTI, F.; FABIANI, S.; HARVEY, A. **Convergence of price and rates of inflation**. [S.l.]: Banca D'Italia, Feb. 2006. 39p. (Temi di discussion, n. 575).

CARLINO, G. A.; MILLS, L.O. Are U.S. Regional Incomes Converging? **Journal of Monetary Economics**, v. 32, p. 335-346, 1993.

CECCHETTI, S. G.; MARK, N. C.; SONORA, R. J. Price Level Convergence Among United States Cities. **International Economic Review**, v. 43, n. 4, p. 1081-99, 2002.

CHIN, L.; HABIBULLAH, M. S. Price convergence and market integration: evidence from Malaysia. **Journal of Economics and Management**, v. 2, n. 2, p. 343-352, 2008.

CHOI, C. Y.; MARK, N. C.; SUL, D. Unbiased estimation of the half-life to PPP convergence in panel data. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 38, n. 4, p. 921-936, Jun. 2006.

DREGER, C.; KHOLODILIN, K.; LOMMATZSCH, K.; SLACALEK, J.; WOZNIAK, P. Price convergence in the enlarged internal market. **European Economy - Economic Papers 292**. Directorate General Economic and Monetary Affairs, European Commission, 2007. Disponível em: <http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication10179_en.pdf>. Acesso em 04 abr. 2014.

EMBRAPA TRIGO. **Trigo em números**. [S.l.]: Embrapa, jan. 2014. Disponível em: <http://www.cnpt.embrapa.br/pesquisa/economia/2014_01_TRIGO%20em%20numeros.pdf>. Acesso em: 18 mai. 2014.

ENGEL, C.; ROGERS, J. H. How wide is the border? **The American Economic Review**, v. 86, p. 1112-1125, 1996.

_____. Violating the law of one price: should we make a federal case out of it. **Journal of Money Credit and Banking**, v. 33, n. 1, p. 1-15, 2001.

GHAURI, S. P.; QAYYUM, A.; ARBY, M. F. Price level convergence evidence from Pakistan cities. **Pakistan Economic and Social Review**, v. 51, n. 1, p. 1-12, 2013.

GIOVANNINI, A. Exchange Rates and Traded Goods Prices. **Journal of International Economics**, v. 24, n. 1, p. 45-68, 1988.

JEONG, W. Review and Test on the Convergence Hypothesis. **Advanced Regional Economics Term Paper**. Department of Economics, West Virginia University. Morgantown, WV, 1995.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MARTINS, V. A.; TOMAZ, I. F. Análise da transmissão de preço e câmbio sobre os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo utilizando modelos de séries temporais. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL - ANPEC-SUL, Florianópolis, 2006. **Anais...** Florianópolis: ANPEC, 2006. 23p. (CD)

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal Agricultural Economics**, v. 68, n. 1, p. 102-109, Feb. 1986. <http://dx.doi.org/10.2307/1241654>

SAMUELSON, P. Spatial price equilibrium and linear programming. **American Economic Review**, v. 42, n.3, p. 283-303, 1952.

TABOSA, F. J. S.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, L. I. Convergência de mercados intrarregionais: o caso do mercado atacadista brasileiro do tomate. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n. 1, p. 61-80, jan./mar. 2014.

TEIXEIRA, R. F. A. P.; ALMEIDA, L. T.; BERTELLA, M. A. Desmatamento no estado de Mato Grosso: avaliação de convergência e interação espacial 2000-2008. **Revista Análise Econômica**, v. 32, n. 61, p. 245-275, mar. 2014.

ANEXO

Testes ADF de estacionariedade

Variáveis	Constante	Defasagens	τ_{CALC}	$\tau_{1\%}$	$\tau_{5\%}$	$\tau_{10\%}$
DARGCHIC	SIM	1	-3,93	-3,49	-2,89	-2,58
DARGCURIT	SIM	0	-4,01	-3,49	-2,89	-2,58
DARGPOA	SIM	0	-3,28	-3,49	-2,89	-2,58
DCHICCURIT	SIM	0	-3,00	-3,49	-2,89	-2,58
DCHICPOA	SIM	1	-3,95	-3,49	-2,89	-2,58
DCURITPOA	SIM	1	-3,83	-3,49	-2,89	-2,58

Fonte: Dados da pesquisa.