

## TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO INTERNACIONAL DE MILHO ENTRE BRASIL E ESTADOS UNIDOS

### TRANSMISSION OF PRICES IN THE INTERNATIONAL CORN MARKET BETWEEN BRAZIL AND THE UNITED STATES

**Thiago Pires de Lima Miranda**

Mestre em Economia  
Companhia Nacional de Abastecimento (Conab)  
Teresina-PI, Brasil  
thiagoufpi@hotmail.com

**Valmária Rocha da Silva Ferraz**

Doutora em Estatística  
Universidade Federal do Piauí (UFPI)  
Teresina-PI, Brasil  
valmaria@ufpi.edu.br

**Fernando Ferraz do Nascimento**

Doutor em Estatística  
Universidade Federal do Piauí (UFPI)  
Teresina-PI, Brasil  
fernandofn@ufpi.edu.br

\* **Recebido em: 07/02/2020**

\* **Aceito em: 02/03/2020**

#### RESUMO

O presente estudo visa compreender como se dá a transmissão de preços do milho em grãos entre os Estados Unidos da América, que é o maior produtor mundial desta *commoditie*, e os principais estados produtores de milho do Brasil: Mato Grosso e Paraná. Especificamente procura-se verificar a existência da transmissão de preços, identificar o sentido de causalidade na transmissão, estimar a elasticidade da transmissão e verificar a validade da Lei do Preço Único. Para cumprir o objetivo, utilizou-se séries de preços no nível de produtor para a saca de 60 kg do milho em grãos, dos seguintes mercados: Estados Unidos, Mato Grosso e Paraná. Os métodos de pesquisa utilizados foram os testes de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, vetor de correção de erro e teste de causalidade de Granger. Também, é apresentado um modelo de previsão de séries temporais para os dois anos seguintes para o preço do milho para as três séries analisadas.

**Palavras-chave:** Cointegração; Séries temporais; Estatística; Modelos ARIMA; VEC.

#### ABSTRACT

The present study aims to understand how corn grain prices are transmitted between the United States of America, which is the world's largest producer of these commodities, and the main maize producing states of Brazil: Mato Grosso and Paraná. Specifically, it seeks to verify the existence of price transmission, to identify the causality in transmission, to estimate the transmission elasticity and to verify the validity of the Single Price Law. To achieve this objective, producer price series were used for the 60 kg bag of corn in the following markets: the United States, Mato Grosso and Paraná. The research methods used were unit root tests,

---

Johansen cointegration test, error correction vector and Granger causality test. Also, a time series model with forecast to the next 2 years are presented.

**Keywords:** Cointegration; Time Series; Statistics; ARIMA Models; VEC.

## 1. INTRODUÇÃO

A agricultura brasileira tem se desenvolvido bastante a partir da década de 1990, com a aplicação de técnicas modernas de plantio, colheita e armazenagem, levando a ganhos de produtividade. Segundo dados da Conab, a produtividade média de grãos no Brasil saltou de 1.496 Kg/ha no ano de 1990 para uma produtividade média de 3.588 Kg/ha no ano de 2015, o que corresponde a um ganho de produtividade de 139,8 %.

Dentre as *commodities* agrícolas produzidas no Brasil, o milho é o segundo mais produzido, representando 42 % da produção de grãos, atrás apenas da soja, com 47 % da produção. A cultura do milho foi uma das que mais experimentaram um aumento de produtividade. Entre os anos de 1990 e 2016 a produtividade, em kg por hectares, do milho aumentou 193%, tornando o país um dos maiores produtores mundiais desta *commodity*. O país passou de importador líquido de milho na década de 1990 para exportador líquido nos anos 2000.

Historicamente a região Sul do país, mais precisamente o Estado do Paraná, detinha a hegemonia na produção de milho. A partir da safra 2011/2012 a região Sul perdeu esta hegemonia para a região Centro-Oeste, que a superou em mais de 8.000 mil de toneladas do grão. Um fator preponderante para o impulso na produção de milho na região do Centro-Oeste foi a introdução do plantio da 2ª safra, especialmente no estado de Mato Grosso, que a partir da safra 2012/2013 se tornou o maior produtor de milho do país.

Diversos trabalhos estudaram a integração espacial de mercados regionais de milho e a transmissão de preços entre estes mercados. Chiodi (2006) analisou a integração entre os mercados de milho na Bahia, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo no período de 1996 a 2004. Dalla Libera (2009) estudou a transmissão de preços entre o mercado físico e o mercado futuro do milho e da soja no Brasil entre julho de 1994 e junho de 2008. Westerich Filho (2014) verificou como se dá a transmissão de preços entre os mercados de milho a nível de produtor entre estados da região Sul e Centro-Oeste. Fontes et al. (2003) estimaram a elasticidade de transmissão e a causalidade de preço do milho, entre o mercado físico e o mercado futuro (BM & F). Para o estudo selecionou-se localidades dos estados: Bahia(BA), Paraná(PR), Rio Grande do Sul(RS), Santa Catarina(SC), Mato Grosso do Sul(MS), Mato Grosso(MT), Goiás(GO), São Paulo(SP), Minas Gerais(MG) e Ceará(CE). Como resultado encontrou-se forte transmissão de preços entre o mercado físico e o mercado futuro, com elasticidade próxima de 1 (um), evidenciando que a BM&F tem forte influência na formação de preços das praças estudadas.

Diversos indícios sustentam a tese de que o mercado brasileiro de milho encontra-se integrado ao mercado mundial. Dentre estes indícios estão a recente e crescente exportação brasileira de milho, e comportamento dos preços internos do milho que apontam neste sentido, como por exemplo a elevação de preços deste cereal no Brasil no segundo semestre de 2007, ano em que o país havia colhido sua maior safra, até então. Este aumento dos preços é explicado pela drástica elevação da quantidade demandada de milho para produção de etanol nos Estados Unidos e agravado por uma quebra de produção de milho na Europa. Acontecimentos como estes indicam a inserção do Brasil no mercado internacional do milho.

Neste trabalho, pretende-se estudar a transmissão de preços e a integração de mercados entre os estados do Mato Grosso e Paraná e o mercado externo de milho.

Portanto, a pergunta de pesquisa é: como se dá a transmissão de preços do milho em grãos entre os estados do Mato Grosso e Paraná, que são os principais produtores de milho no Brasil, e o mercado externo.

Dessa forma, o objetivo geral desta dissertação é analisar a transmissão de preços do milho em grãos entre os estados do Mato Grosso e Paraná e o mercado externo de milho no período de 2005 a 2016. E os objetivos específicos são:

- Caracterizar o mercado produtor e consumidor de milho no Brasil.
- Verificar se existe transmissão de preços entre os principais estados produtores de milho no Brasil e a mercado externo.
- Identificar o sentido de causalidade na transmissão de preços entre os mercados analisados.
- Estimar a elasticidade da transmissão de preços entre os mercados analisados.
- Complementar a análise com uma previsão dois anos a frente no preço da saca de milho.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Originário da América Central, o milho (*Zea mays*) foi introduzido na Europa pelos espanhóis, após as viagens de descoberta. Atualmente este é um dos cereais mais cultivados no mundo, devido em grande parte a sua qualidade nutricional, contendo quase todos os aminoácidos conhecidos. (DUARTE, 2000).

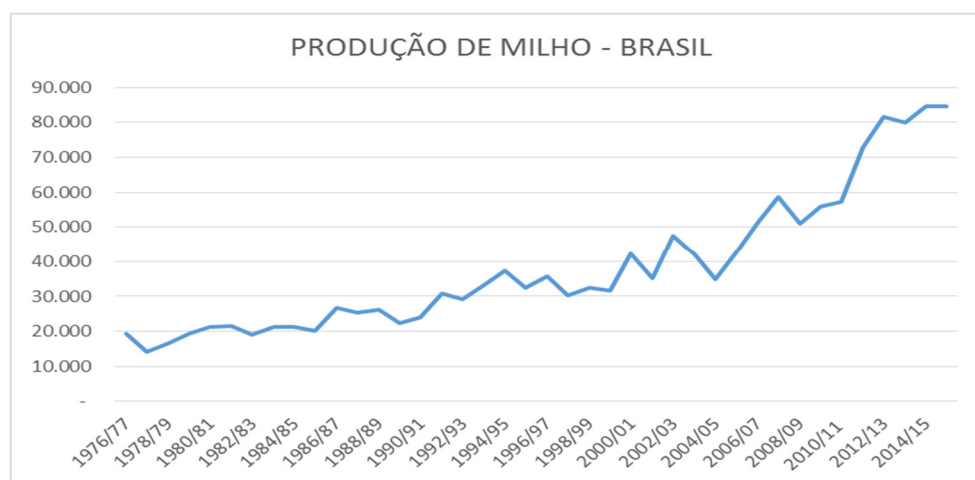
O Brasil possui uma expressiva produção de milho em grãos, apresentando a terceira maior produção mundial do cereal. Na safra 2014/2015 o país produziu 84.672 mil toneladas de milho em grãos, ficando atrás apenas dos EUA com uma produção de 361.091 mil toneladas e da China com produção de 215.646 mil toneladas do grão. (USDA, 2016)

O milho é o segundo grão mais produzido no país, sendo o primeiro lugar ocupado pela soja. A produção de milho representou 41,72 % da produção total de grãos na safra 2014/2015.

A evolução da produção brasileira de milho em grãos está representada na Figura 1. Observa-se uma aceleração no incremento da produção a partir da safra 2004/2005. Este aumento na produção ocorreu mais por um ganho de produtividade do que por um aumento na área plantada. Enquanto a área plantada cresceu a uma taxa média de 2,54 % ao ano entre a safra de 2004/2005 e a safra 2014/2015, a produtividade cresceu a uma taxa média de 6,53 % ao ano no mesmo período. (CONAB, 2016).

**Figura 1 – Série Histórica da produção total de milho no Brasil – 1976 a 2015.**

**Em mil toneladas.**



Fonte: Conab (, 2016).

Nos últimos anos ocorreu uma mudança marcante com relação ao período de cultivo da cultura do milho no território brasileiro. Esta mudança está relacionada à introdução, de forma massiva, do plantio do milho segunda safra, também denominado de milho “safrinha”,

especialmente nos estados do Centro-Oeste. O plantio do milho segunda safra foi possibilitado pelo uso de variedades mais precoces de soja na primeira safra, permitindo o plantio do milho segunda safra após a colheita da soja. Do total da área de milho plantada na safra 2014/2015, a maior parte (61 % do total) corresponde a milho segunda safra. Na Figura 2 observa-se claramente a tendência de aumento de área de milho segunda safra e como consequência de uma redução de área de milho primeira safra. O ponto de superação da segunda safra em relação à primeira foi o ano safra de 2011/2012.

A introdução massiva do cultivo da segunda safra de milho, está estritamente ligado ao aumento da produção da cultura no país. Este crescimento da produção interna do grão tem sido acompanhado pelo aumento do seu volume de exportação. No ano de 1999 o Brasil exportou 5.381 toneladas de milho, já no ano de 2015 o país bateu recorde de exportação, com uma quantidade exportada de 28.915.338 toneladas do grão. Este crescimento expressivo tornou o Brasil o segundo maior exportador mundial de milho, atrás apenas dos EUA. (USDA, 2016; SECEX, 2016).

Na Figura 2 observa-se a evolução na exportação brasileira de milho em grãos. O aumento dos preços da *commodity* em nível mundial nos últimos anos é outro fator que tem contribuído para o aumento das exportações brasileiras, uma vez que tornou o produto viável à exportação. Este aumento das exportações deixa implícito que o país está encontrando formas de tornar sua produção mais competitiva para o mercado externo.

**Figura 2 - Série Histórica da exportação de milho no Brasil – 1999 a 2015. Em toneladas.**



Fonte: Secex (, 2016). NCM: 1005.1000 e 1005.9010.

Segundo o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) a área cultivada de milho deverá atingir 16,7 milhões de hectares até o ano 2022/2023, representando um acréscimo de aproximadamente 1 milhão de hectares. Não obstante à possibilidade de aumento de área, a produção de milho no país ainda tem muito espaço para crescimento via aumento de produtividade da cultura. O espaço para crescimento de produtividade fica evidente quando comparada a produtividade brasileira com a de tradicionais exportadores da *commodity*, como Estados Unidos e Argentina, que possuem produtividade média próxima a 10.000 Kg/ha (dez mil quilogramas por hectare) (CARVALHO, 2007) enquanto que a produtividade brasileira está em torno de 5.400 Kg/ha (CONAB, 2016).

## 2.1. Produção de milho nas regiões centro-oeste e sul

A produção brasileira de milho se concentra, sobretudo, nas regiões Centro-Oeste e Sul. Segundo dados da Conab (2016) a região Centro-Oeste é a principal produtora de milho no Brasil representando 46,7 % da produção total na safra 2014/2015; seguidas da região Sul com 29,8 %, da região Sudeste com 13,1 %, da região Nordeste com 7,4 % e da região Norte com 3 %, conforme observado na tabela 1.

A região Sul do país apresenta relevância histórica na produção e consumo nacional de milho. O estado do Paraná foi o maior produtor de milho até a safra 2011/2012 e possui uma das produtividades mais elevadas do país, atingindo na safra de 2014/2015 produtividade média de 6.457 Kg/ha, segundo dados da CONAB. A demanda de milho na região Sul é fortemente influenciada pelos produtores de aves e suínos que se concentram na região, sobretudo no estado de Santa Catarina. Nesta região, apenas no Paraná é plantada segunda safra de milho. Os demais estados da região não apresentam condições edafoclimáticas para a produção da safrinha.

**Tabela 1: Produção de Milho por Região na Safra 2014/2015. Em mil toneladas.**

REGIÃO	2014/15	%
CENTRO-OESTE	39.582,1	46,7%
SUL	25.225,0	29,8%
SUDESTE	11.061,2	13,1%
NORDESTE	6.243,1	7,4%
NORTE	2.561,0	3,0%
<b>BRASIL</b>	<b>84.672,4</b>	<b>100,0%</b>

Fonte: Conab, 2016.

A região Centro-Oeste passou a participar mais ativamente da produção agrícola do país a partir da década de 1970, quando houve um estímulo à exploração de novas fronteiras agrícolas. O crédito subsidiado, a fixação de preço mínimo para *commodities* agrícolas, o investimento em infraestrutura de transporte e a ampliação da capacidade armazenadora viabilizaram a atividade agrícola nesta região (FILHO, 2014).

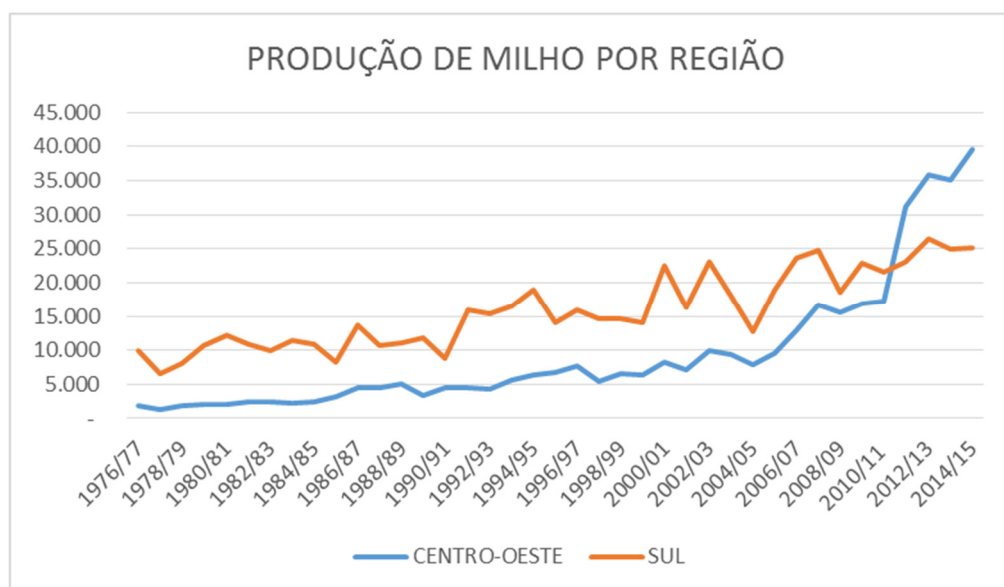
Nos últimos 10 anos a região Centro-Oeste experimentou um crescimento exponencial na produção de milho, o que a colocou, recentemente, como a maior produtora de milho no país. Tal situação ocorreu a partir da safra 2011/2012 quando a região produziu 31.116,3 mil toneladas de milho contra uma produção de 23.046,8 mil toneladas na região Sul, segundo dados da CONAB (2016).

A introdução generalizada do cultivo da segunda safra de milho, que ocorre em todos os estados da região, foi o fator preponderante para a explosão da produção nesta região. O milho safrinha é plantado em parte da área que foi ocupada pela cultura da soja em uma mesma safra, tornando mais eficiente o uso da terra, pois, utiliza a infraestrutura disponível da propriedade que ficaria ociosa durante a entressafra e leva em conta a importância agrônômica da rotação de cultura. A Figura 3 mostra a evolução da produção de milho nas duas principais regiões produtoras do país.

Dentre os estados, Mato Grosso figura com a maior produção nacional de milho, produzindo 20.763,4 mil toneladas na safra 2014/2015. O segundo maior produtor da *commodity* é o estado do Paraná com uma produção de 15.862,9 mil toneladas no mesmo ano-safra. A hegemonia do estado do Mato Grosso na produção de milho se deu a partir da safra 2012/2013, até então, o estado tradicionalmente com a maior produção de milho era o Paraná. Observa-se que a produção intensa de milho segunda safra no estado do Mato Grosso é o

responsável pelo salto de produção deste estado, conforme dados da CONAB da série histórica da produção de milho.

**Figura 3 – Série Histórica da produção total de milho na região Centro-Oeste e Sul – 1976 a 2015. Em mil toneladas.**



Fonte: Conab, 2016.

A Tabela 2 mostra a produção e a exportação de milho nos estados do Mato Grosso e Paraná entre os anos de 2005 e 2015. Observa-se que a maior parte da produção do estado do Mato Grosso tem como destino a exportação, já o estado do Paraná destina uma quantidade menor de sua produção à exportação. No período apresentado na tabela o Mato Grosso exportou em média 56,1% do que foi produzido no estado; no mesmo período o Paraná exportou em média 19% do que foi produzido no estado.

**Tabela 2 – Produção e exportação de milho nos estados do Mato Grosso e Paraná – 2005 a 2015. Em mil toneladas.**

Ano	Mato Grosso			Paraná		
	Exportação (ton.)	Produção (ton.)	Participação exportação na produção (%)	Exportação (ton.)	Produção (ton.)	Participação exportação na produção (%)
2015	14.457,8	20.763,4	69,6%	3.637,3	15.862,9	22,9%
2014	10.948,5	18.049,4	60,7%	3.059,7	15.671,8	19,5%
2013	15.666,3	19.893,0	78,8%	3.841,9	17.642,4	21,8%
2012	9.094,4	15.610,4	58,3%	4.221,7	16.757,1	25,2%
2011	6.085,4	7.619,7	79,9%	1.531,8	12.247,7	12,5%
2010	6.772,6	8.118,1	83,4%	1.955,2	13.443,3	14,5%
2009	5.093,2	8.081,7	63,0%	1.846,1	11.100,8	16,6%
2008	2.849,8	7.806,8	36,5%	2.016,6	15.368,3	13,1%
2007	3.692,5	5.864,9	63,0%	4.064,5	13.851,3	29,3%
2006	429,6	4.028,3	10,7%	2.920,8	11.173,0	26,1%
2005	441,8	3.384,4	13,1%	600,7	8.414,3	7,1%

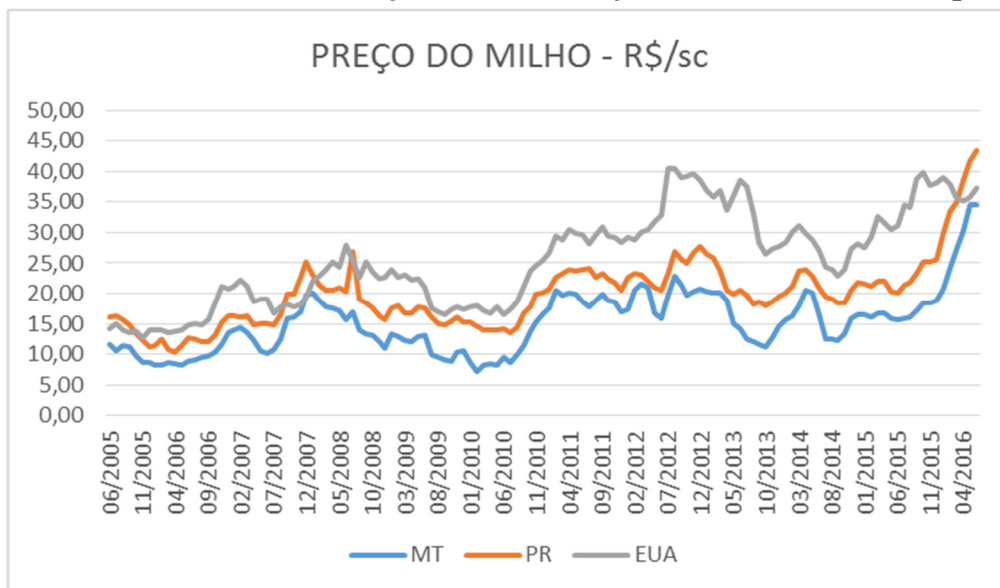
Fonte: Conab, 2016 e Secex, 2016. NCM: 1005.1000 e 1005.9010.

**2.2 Aspectos relacionados ao preço do milho**

Chiodi (2006) argumentava que apesar do aumento contínuo na produtividade do grão, a cadeia brasileira de milho ainda apresentava baixa representatividade no mercado externo, não sendo o Brasil um exportador tradicional do grão, no início dos anos 2000. E desta forma, para o autor, a formação dos preços do milho no Brasil é grandemente influenciada por fatores relacionados à oferta e demanda do mercado interno, às políticas de preços, ao grau de abertura econômica e ao preço de outras *commodities*, sendo a soja a principal delas, já que são consideradas culturas substitutas. Em suma, os preços do milho àquela época, era fortemente relacionado a fatores internos. Para Guimarães e Barros (2006) a abertura comercial do mercado transfere para o comércio exterior o papel de amortecedor de choques de oferta e demanda internos que, no caso de mercados fechados, é desempenhado pelos estoques entre anos safras.

Caldarelli e Bacchi (2012) estudaram os fatores que influenciam a formação do preço do milho em grão no Brasil. Para atingir o objetivo, estimou-se um modelo de ajuste de preços do tipo Autorregressão Vetorial com Correção de Erro - VEC. Os resultados mostram forte interação entre os mercados de milho e de soja, com relação de complementariedade na oferta e substitutibilidade na demanda, e que a renda e os juros são importantes fatores na determinação do preço do milho ao produtor e no atacado. A partir dos resultados os autores puderam inferir a existência de interação entre os mercados interno e externo de milho, com o preço externo sendo tomado como referência para o interno, apesar de o processo de arbitragem não ocorrer de forma intensa.

**Figura 4 – Série Histórica do preço do milho nos estados do Mato Grosso, Paraná e Estados Unidos – junho de 2005 a junho de 2016. Em reais por saca.**



Fonte: Conab, 2016.

Observa-se na Figura 4 que o comportamento dos movimentos de preços nas diversas regiões estudadas são semelhantes. No entanto, a simples observação não é suficiente para concluir que os mercados de milho sejam eficientes e estejam integrados. Para isso, é necessário que as informações do mercado sejam transmitidas de forma rápida e eficaz, permitindo que os mecanismos de arbitragem e a Lei do Preço Único (LPU) funcionem a contento.

**3. METODOLOGIA**

Neste trabalho, utilizou-se a abordagem de econometria de séries temporais para análise dos dados. Os testes utilizados foram: testes de raiz unitária, teste de causalidade de Granger,

teste de cointegração e mecanismos de correção de erros (VEC). O teste de raiz unitária verificar a existência de estacionariedade nas séries de dados. O teste de causalidade de Granger mostra a precedência temporal de uma variável em relação a outra, melhor explicando, evidência em que sentido uma variável influencia outra. O teste de cointegração destaca se existe relação de longo prazo entre os mercados analisados, ou seja, se estes mercados estão integrados em um mercado comum. O vetor de correção de erros (VEC) quantifica a elasticidade de transmissão de preços entre os mercados analisados.

### 3.1. Testes de Raiz Unitária

Quando se analisam séries temporais, alguns cuidados são necessários no que se refere à estacionariedade da série observada, especialmente em se tratando de séries de preços agrícolas, que possuem como características fortes tendências.

Séries de tempo são ditas estacionárias quando apresentam média e variância constantes no tempo, e a covariância dependente apenas da defasagem entre dois períodos. Se uma série for considerada não estacionária, deve ser diferenciada. Caso contrário, pode-se usar a série original, estacionária, e aplicar a metodologia para modela-la e preceder às inferências e previsões.

Formalmente, um processo estocástico tendo média e variância finitas é estacionária, se para todo  $t$  e  $t-s$  (ENDERS, 2010):

1.  $E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$ ;
2.  $\text{var}(y_t) = \text{var}(y_{t-s}) = \sigma_y^2$ ;
3.  $\text{cov}(y_t, y_{t-s}) = \text{cov}(y_t, y_{t-j-s}) = \gamma_s$

onde:  $\mu$ ,  $\sigma_y^2$  e  $\gamma_s$  são todos constantes.

A primeira condição é que a média tem de ser constante ao longo do tempo; a segunda condição estabelece que a variância também seja constante ao longo do tempo; por fim, que a covariância entre dois valores de  $y$  tomados a partir de dois períodos de tempo distintos depende somente do intervalo do tempo entre esses dois valores e não da sua data (BUENO, 2011).

Neste trabalho, utilizou-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), desenvolvido por Dickey e Fuller (1979; e 1981).

Como forma de confirmar os resultados do teste ADF, utilizou-se o teste de raiz unitária desenvolvido por Phillips e Perron (1988). Os autores propuseram um método não paramétrico para controle de correlações seriais de ordens maiores. O modelo empregado no teste Phillips-Perron (PP) é uma generalização do teste ADF para os casos em que os erros são correlacionados e, positivamente, heteroscedásticos. Enquanto o teste ADF efetua correções para correlações seriais de ordens maiores através da adição de termos de diferenças defasados, o teste PP efetua uma correção da estatística  $t$ , de forma a se ajustar à correlação serial em  $\mu_t$ . Um dos diferenciais do teste PP é que ele tende a ser mais sensível em relação à quebra estrutural que o teste ADF.

Quando existe suspeita que quebra estrutural nas séries de dados, é importante que se rode algum teste de raiz unitária que detecte a presença destas quebras. O teste para identificação de quebra estrutural utilizado no presente trabalho foi proposto por Perron (1997). Este teste é mais apropriado se a data da quebra é incerta. O autor supõe exogeneidade da quebra como primeira aproximação para o problema da escolha da data, ele adota um procedimento que permite aos dados apontarem o momento mais provável da quebra, de acordo com a hipótese de que a escolha da quebra é perfeitamente correlacionada com os dados. O teste permite duas formas diferentes de quebra estrutural:

- a) O modelo *outlier* aditivo (OA) o qual captura mudanças abruptas na média das séries
- b) O modelo *outlier* inovacional (OI) o qual captura a mudança gradual na média das séries.

O trabalho de Perron (1997) é baseado no valor mínimo da estatísticas  $t$  sobre a soma dos coeficientes auto-regressivos sobre todos os pontos de interrupção possíveis. A hipótese

nula do teste é a presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa que a série seja estacionária com quebra estrutural.

Uma vez que este procedimento pode identificar quando a possível presença de quebra estrutural ocorreu, então poderia fornecer informações valiosas para analisar se uma quebra estrutural em uma determinada variável está associada a uma determinada política do governo, crises econômicas, guerra, mudanças de regime ou a outros fatores.

### 3.2. Cointegração e Mecanismo de Correção de Erro (VEC).

Segundo Harris (1995), o conceito de cointegração demonstra a possível correlação a longo prazo das variáveis. Assim, é possível a partir dele obter uma comprovação da LPU já que choques de oferta e/ou demanda terão o mesmo impacto em ambos os mercados a longo prazo, permitindo levantar a hipótese de integração entre os mercados. A realização do teste de cointegração teve como objetivo detectar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis, mais especificamente, foi utilizado o teste de cointegração de Johansen segundo JOHANSEN; JUSELIUS (1990).

Enders (2010) afirma que a cointegração indica que séries temporais não estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relações de equilíbrio de longo prazo. Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia de cointegração baseada no posto ou rank (r) da matriz  $\Pi$ , tal como apresentado na equação (5).

$$\Delta X_t = \delta + \Gamma_1 + \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (5)$$

### 3.3. Teste de Casualidade de Granger

Uma questão central no estudo de duas variáveis econômica, é a referência à existência de uma relação causal, unidirecional ou bidirecional entre as mesmas. Existem na literatura empírica, diversos exemplos, em que duas variáveis apresentam uma evolução altamente correlacionada, mas que não necessariamente exista uma relação de causalidade entre as mesmas. Neste sentido, um ponto fundamental é identificar esta relação de causalidade entre as variáveis. Em outros termos, esse instrumento é útil para avaliar se as variações de preços em um mercado precedem as variações de preços em outro mercado.

Neste trabalho, o teste de causalidade aplicado segue a metodologia proposta por Granger (1969), segundo o autor uma variável Y causa outra variável X no sentido de Granger se a observação de Y no presente ou no passado ajuda a prever os valores futuros de X para algum horizonte de tempo. De acordo com o teste, as informações relevantes para a previsão de duas variáveis estão contidas somente nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Formalmente, o teste envolve estimar as seguintes equações:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

onde,  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ , são resíduos não correlacionados. A equação (9) postula que  $Y_i$  está relacionado aos seus próprios valores passados e aos valores da série  $X_i$ ; o mesmo raciocínio é válido para a equação (10). A partir dos resultados dessas duas regressões, Granger (1969) postula quatro possibilidades, como segue:

- i) causalidade unidirecional de  $Y_i$  para  $X_i$ : quando os coeficientes estimados na equação (9) para a variável defasada  $Y_i$  são estatisticamente diferentes de zero ( $\sum \alpha_i \neq 0$ ), e quando o conjunto de coeficientes estimados para os  $X_i$  desafiados, na equação (10) não forem estatisticamente diferentes de zero ( $\sum \delta_i \neq 0$ );

- ii) causalidade unidirecional de  $X_t$  para  $Y_t$ : quando o conjunto de coeficientes de  $Y_t$  defasados, na equação (9) não for estatisticamente diferente de zero ( $\sum \alpha_i \neq 0$ ) e o conjunto de coeficientes defasados para a variável  $X_t$  na equação (10) for estatisticamente diferente de zero ( $\sum \delta_i \neq 0$ );
- iii) bicausalidade: quando os conjuntos de coeficientes de  $X_t$  e  $Y_t$  forem estatisticamente significativos e diferentes de zero em ambas as regressões; e
- iv) independência: quando em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de  $X_t$  e  $Y_t$  não forem estatisticamente significativos nas duas regressões, isto é, diferente de zero.

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

### 3.4. Base de Dados

A análise baseia-se em dados de séries de preços FOB (*free on board*) do milho para cada estado examinado, no nível de produtor, medido em reais por saca de 60 kg (R\$/60kg), coletados junto à Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) através do Sistema de Informações Agrícola (SIAGRO), no período de junho de 2005 a junho de 2016. A determinação do período se ateve à disponibilidade dos dados. A série de preço disponibilizada possui frequência semanal, no entanto, para a análise neste trabalho foi utilizada a média aritmética mensal dos preços praticados em cada um dos estados, totalizando 133 observações mensais por variáveis.

As variáveis foram transformadas em logaritmo natural (ln), o que não interfere nos resultados obtidos, apenas muda a escala dos dados. Trabalhar com as séries em logaritmo ajuda a estabilizar a variância e possibilita a interpretação dos coeficientes estimados como os próprios coeficientes de elasticidade da transmissão de preços (SHIKIDA, 2008). No Quadro 1 está descrita as variáveis utilizadas nesta dissertação e suas nomenclaturas.

**Quadro 1 – Descrição das variáveis da pesquisa.**

Variável	Descrição da série representada
LN_P_EUA	Preço da saca de milho (60 kg) nos Estados Unidos
LN_P_MT	Preço da saca de milho (60 kg) no Mato Grosso
LN_P_PR	Preço da saca de milho (60 kg) no Paraná

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Todas as séries de preços estão em logaritmo natural.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

### 4.1. Preços do milho nos mercados analisados: Estatísticas descritivas dos dados

As estatísticas descritivas das séries de preços da saca de milho em grãos para os mercados analisados estão apresentadas na Tabela 3. As médias de preços mais baixas são dos estados do Mato Grosso e Paraná, respectivamente, R\$ 15,12 e R\$ 19,86.

O menor preço mínimo do milho foi verificado em Mato Grosso com R\$ 7,12 e o maior preço máximo foi verificado no Paraná com R\$ 43,47. Pelo desvio padrão, observa-se que os preços nos Estados Unidos possuem maior dispersão em torno da média em relação aos demais mercados analisados, apresentando desvio padrão de 7,85.

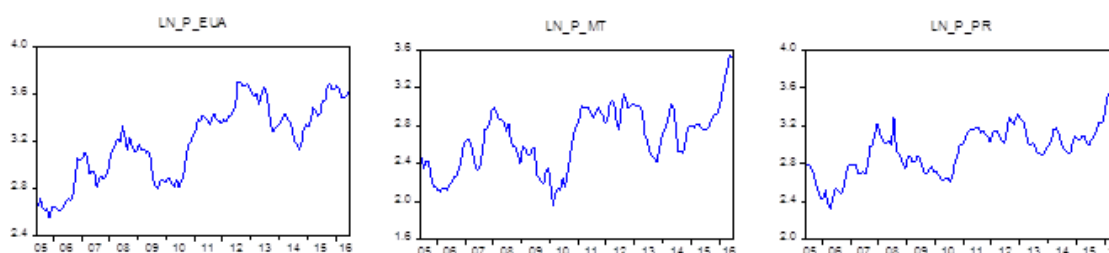
**Tabela 3 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas.**

VARIÁVEIS	MÉDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESVIO PADRÃO
PREÇO EUA	25,57	25,10	40,54	12,74	7,85
PREÇO MT	15,12	15,25	34,57	7,12	5,06
PREÇO PR	19,86	19,91	43,47	10,24	5,65

Fonte: Dados da pesquisa. Elaborado pelo autor.

Na Figura 5 está representada as séries de preços em logaritmo natural da saca de milho a nível de produtor nos mercados analisados.

**Figura 5 – Série dos preços analisados em logaritmo natural no período de junho de 2005 a junho de 2016.**



Fonte: Dados da pesquisa. Elaborado a partir do Eviews 7.0.

#### 4.2. Investigação da transmissão de preços

Após a transformação das séries em logaritmo, testou-se a estacionariedade das séries através do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF). O resultado do teste é apresentado na Tabela 4, onde nota-se que todas as variáveis possuem raiz unitária em nível a 1 % de significância, pois os valores críticos do teste ADF são maiores do que o valor absoluto calculado pela estatística ADF,  $\tau < \tau$  crítico. Este resultado indica que a média e a variância das séries mudam com o decorrer do tempo.

Quando o teste ADF foi executado com as variáveis em primeira diferença, verificou-se a ausência de raiz unitária, concluindo-se assim, que todas as variáveis estudadas são integradas de mesma ordem, I (1), a 1 % de significância, conforme observa-se na Tabela 4. Portanto, rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade em primeira diferença.

**Tabela 4 – Teste de raiz unitária ADF para as séries de preço do milho.**

VARIÁVEL	I(d)	k (AIC)	k (SIC)	ADF ( $\tau$ )	$\tau$ CRÍTICO	Critério de seleção	
						AIC	SC
PREÇO EUA	NÍVEL	1	1	-1,48596	-3,48082	-2,62646	-2,56062
	1ª DIF.	0	0	-9,54562	-3,48082	-2,62462	-2,58073
PREÇO MT	NÍVEL	1	1	-2,07531	-3,48082	-1,90622	-1,84038
	1ª DIF.	1	0	-7,96677	-3,48082	-1,88839	-1,84450
PREÇO PR	NÍVEL	1	0	-0,38752	-3,48082	-2,27415	-2,23047
	1ª DIF.	0	0	-9,76035	-3,48082	-2,28807	-2,24417

Fonte: Elaboração própria. Resultados obtidos a partir do software Eviews 7.0

Nota: k = número de defasagens.  $\tau$  crítico ao nível de 1% de significância.

Corroborando com o teste ADF, realizou-se os testes de raiz unitária de Phillips-Perron (PP) e o KPSS. Os resultados destes testes são apresentados na Tabela 5. Assim como nos teste

ADF, os testes PP e KPSS também tiveram como resultados que todas as séries de dados são estacionárias em primeira diferença, I(1).

**Tabela 5 – Teste de raiz unitária de Phillips-Perron e KPSS para as variáveis estudadas.**

VARIÁVEL	I(d)	Phillips-Perron		KPSS	
		Estat.	P-Valor	Estat.	Valor Crit.*
PREÇO EUA	NÍVEL	-1,60345	0,47800	1,09435	0,46300
	1ª DIF.	-9,61462	0,00000	0,04636	0,46300
PREÇO MT	NÍVEL	-1,44163	0,56000	0,68361	0,46300
	1ª DIF.	-7,78802	0,00000	0,09870	0,46300
PREÇO PR	NÍVEL	-0,83135	0,80660	0,89675	0,46300
	1ª DIF.	-9,76644	0,00000	0,13629	0,46300

Fonte: Elaboração própria. Resultados obtidos a partir do software Eviews 7.0

\*Valores críticos a 5% de significância.

Para verificar a existência de quebra estrutural nas séries de preços, realizou-se do teste de raiz unitária com quebra estrutural conforme Perron (1997). O resultado do teste é apresentado na Tabela 6. Verificou-se que existem quebra estrutural em todas as séries de preços. Na última coluna da tabela, encontram-se as datas das quebras sugerida pelo teste em mês e ano.

**Tabela 6 – Teste de raiz unitária com Quebra Estrutural – Perron (1997).**

VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA DO TESTE	t-CRÍTICO*	DATA DA QUEBRA
PREÇO EUA	-3,806958	-5,92	2013 M06
PREÇO MT	-3,678038	-5,92	2010 M07
PREÇO PR	-3,249468	-5,92	2008 M07

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: \* t-crítico a 1% de significância.

Após a realização dos testes de raiz unitária, utilizou-se o teste de causalidade de Granger, para verificar a precedência temporal de uma variável sobre a outra. O teste de Granger se baseia em um VAR e foi realizado com as variáveis em primeira diferença, utilizando-se 6 defasagens. Os resultados do teste são apresentados na Tabela 7. A hipótese nula é de que a variável da primeira coluna não causa, no sentido de Granger, a variável na segunda coluna, ao nível de 5% de significância.

**Tabela 7 – Teste de causalidade de Granger para o preço do milho nos mercados analisados.**

VARIÁVEL	VARIÁVEL	ESTATÍSTICA F	P-VALOR
D_LN_P_EUA	D_LN_P_MT	<b>2,69370</b>	<b>0,0176*</b>
	D_LN_P_PR	<b>5,23003</b>	<b>9.E-05*</b>
D_LN_P_MT	D_LN_P_EUA	1,06330	0,3889
	D_LN_P_PR	1,43133	0,2088
D_LN_P_PR	D_LN_P_EUA	1,34769	0,2420
	D_LN_P_MT	1,76396	0,1128

Fonte: Elaboração própria. Resultados obtidos a partir do software Eviews 7.0

Nota: \* rejeição da H<sub>0</sub> a 5% de significância.

Os valores em negritos na Tabela 7 indicam a rejeição da hipótese nula de que não há causalidade entre as variáveis. A análise dos resultados mostra que não existe causalidade mútua entre nenhum dos mercados de milho analisados; e que os preços nos Estados Unidos causam os preços no Mato Grosso e no Paraná. Ou seja, o mercado americano de milho exerce influência sobre os principais mercados brasileiros de milho.

Verificado o sentido de causalidade dos preços nos mercados analisados, realizou-se o teste de cointegração de Johansen para examinar se existe relação de longo prazo entre as variáveis. O número de relações de cointegração em um sistema de  $n$  preços é utilizado como indicador do grau de integração do mercado (Fackler e Goodwin, 2000). Primeiramente, realizou-se o teste com o conjunto máximo de regiões disponíveis (três), conforme Gonzáles-Rivera e Helfand (2001).

Em todos os testes de cointegração de Johansen desta dissertação foi introduzido variáveis *dummy* de quebra estrutural conforme as datas da quebra verificada pelo teste de Perron (1997). A escolha do número de defasagem utilizada no teste de cointegração de Johansen seguiu o critério de informação de Akaike (AIC), em que o número ótimo para as combinações de mercados testados foram de três defasagens. Portanto, os testes de cointegração de Johansen apresentados nas tabelas 8 e 9 foram realizados com três defasagens, com intercepto e sem tendência.

A Tabela 8 mostra o resultado do teste de cointegração de Johansen com introdução de *dummy* exógena de quebra estrutural para o mercado de milho entre os três mercados analisados. Observa-se que há dois vetores de cointegração, ou seja, existem duas relações de longo prazo entre os mercados estudados, portanto, podemos afirmar que estes mercados fazem parte do mesmo mercado econômico de milho e que existe tendência estocástica comum entre eles.

**Tabela 8 – Teste de cointegração de Johansen com Dummy de Quebra Estrutural: análise entre os três mercados analisados - Milho.**

Rank = r	Autovalor	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	P-valor
$r = 0^*$	0,193952	47,55035	29,79707	0,0002
$r \leq 1^*$	0,118786	19,73635	15,49471	0,0108
$r \leq 2$	0,026192	3,42375	3,84147	0,0643

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: \*Rejeição da hipótese nula a 5% de significância

Partindo-se dos resultados do teste de causalidade de Granger, onde verificou-se que existe causalidade de preços entre os Estados Unidos e os estados do Mato Grosso e Paraná, realizou-se também o teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural entre estes pares de mercados. O resultado do teste é apresentado na tabela 9. Observa-se que todos os pares de mercados possuem um vetor de cointegração, ou seja, existe relação linear de longo prazo entre os Estados Unidos e os estados do Mato Grosso e Paraná.

**Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen com Dummy de Quebra Estrutural: análise entre Estados Unidos e estados do Mato Grosso e Paraná - Milho.**

MERCADOS	RANK=r	AUTOVALOR	TESTE DO TRAÇO	P-VALOR
EUA - MT	$r = 0^*$	0,1306	26,4895	0,0060
	$r \leq 1$	0,0633	8,4348	0,0687
EUA - PR	$r = 0^*$	0,1560	32,7825	0,0059
	$r \leq 1$	0,0811	10,9038	0,0917

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: \*Rejeição da hipótese nula a 5% de significância

Como as variáveis são I(1) e os pares de mercados Estados Unidos – Mato Grosso e Estados Unidos – Paraná são cointegados, não há problema de regressão espúria entre as variáveis. Engle e Granger (1987) afirmam que se duas séries não estacionárias formarem um vetor de coeficientes que gerem resíduos estacionários, diz-se que estas séries cointegram. Logo, por este teorema, a presença de raízes unitárias nas séries não impede, em princípio, o uso das séries sem modificação, pois existindo cointegração a relação é estatisticamente confiável. Portanto, mesmo que individualmente exibam um passeio aleatório, parece haver uma relação a longo prazo entre os pares de mercado analisado.

Esta condição de equilíbrio a longo prazo dos mercados de milho entre os Estados Unidos e os estados brasileiros analisados, mostram evidência de integração entre estes mercados, validando os pressupostos teóricos da LPU.

Os resultados apresentados até aqui, indicam que os três mercados analisados formam um mercado comum de milho entre os Estados Unidos e Brasil, e que o mercado americano está integrado aos estados brasileiros. Esta situação de integração se justifica pelo fato destas regiões possuírem característica em comum de atender a demanda interna de milho e exportar o excedente da produção.

Quando os testes estatísticos indicarem cointegração entre as séries, a relação entre elas pode ser expressa como um mecanismo de correção de erro, conforme o teorema da representação de Granger. Este procedimento objetiva captar a proporção da variação corrigida no período seguinte, conforme apresentado no item 3.2 deste trabalho. Desta forma, estimou-se o Vvetor de Ccorreção de Erros (VEC) para cada um dos pares de mercados que apresentaram vetor de cointegração. Ressalta-se que não foi verificada autocorrelação teste LM dos resíduos para os modelos de pares de mercados analisados. A Tabela 10 apresenta o resultado do VEC para o par de mercado Estados Unidos e Paraná. A estimativa da elasticidade de curto prazo foi de 0,04<sup>1</sup>, ou seja, estima-se que, em média, se os preços do milho nos Estados Unidos aumentarem em 1%, os preços do milho do estado do Paraná aumentarão imediatamente em 0,04 %. Para a elasticidade de longo prazo, estima-se que, em média, se os preços do milho dos Estados Unidos aumentarem permanentemente em 1 %, em torno de sua tendência, os preços do estado da Paraná aumentarão em 4,16 % em torno de sua tendência. Portanto, observa-se que há uma relação elástica entre os preços dos Estados Unidos e Paraná, com significância estatística de 1 %.

**Tabela 10 – Vetor de correção de erros (VEC): Estados Unidos versus Paraná**

Coeficientes de curto prazo	
LN_P_EUA(-1)	LN_P_PR(-1)
0,039934	0,008934
(4,59680)***	(0,87746)NS
Relação de cointegração Estimada (Longo Prazo)	
LN_P_EUA(-1)	LN_P_PR(-1)
1	-4,164371
	(-4,89455)***

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10%; NS não-significativo. Entre parênteses estatística *t-student*.

1 Os valores negativos dos coeficientes de LN\_P\_PR se referem à equação de cointegração normalizada, de modo que o valor da estimativa dos coeficientes das variáveis que fazem par com a LN\_P\_PR assumem valor igual a um, pois se trata da variável endógena do sistema, enquanto LN\_P\_PR é considerada exógena. Logo, a análise das estimativas dos coeficientes de LN\_P\_PR deve ser feita com o sinal investido.

A Tabela 11 apresenta o resultado do VEC para o par de mercado Estados Unidos e Mato Grosso. A estimativa da elasticidade de curto prazo foi de 0,10, ou seja, estima-se que, em média, se os preços do milho nos Estados Unidos aumentarem em 1%, os preços do milho do estado do Mato Grosso aumentarão imediatamente em 0,10%. Para a elasticidade de longo prazo, estima-se que, em média, se os preços do milho dos Estados Unidos aumentarem permanentemente em 1%, em torno de sua tendência, os preços do estado do Mato Grosso aumentarão em 1,80% em torno de sua tendência. Portanto, observa-se que há uma relação elástica entre os preços dos estados do Estados Unidos e Mato Grosso.

**Tabela 11 – Vetor de correção de erros (VEC): Estados Unidos versus Mato Grosso**

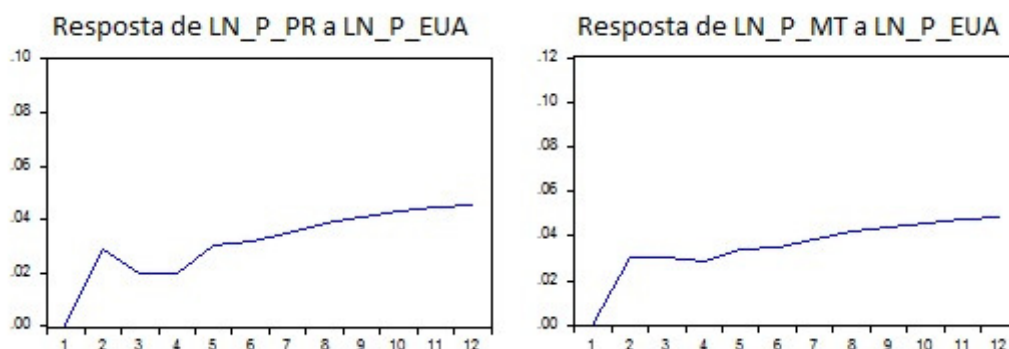
Coeficientes de curto prazo	
LN_P_EUA(-1)	LN_P_MT(-1)
0,097352	-0,008207
(3,83864)***	(-0,22153)NS
Relação de cointegração Estimada (Longo Prazo)	
LN_P_EUA(-1)	LN_P_MT(-1)
1	-1,79926
	(-6,80159)***

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo. Entre parênteses estatística *t-student*.

A análise de impulso-resposta é apresentada na Figura 6. Observa-se na figura a resposta nos preços do milho nos estados do Paraná e Mato Grosso, após um choque inesperado oriundo dos Estados Unidos. Observam-se que as respostas ao impulso são semelhantes e de mesma intensidade em ambos estados analisados. No primeiro gráfico da Figura 6, um choque nos preços do milho nos Estados Unidos provoca um aumento de preços nos mercados do Paraná e Mato Grosso com maior intensidade no mês seguinte, e após segue influenciando de forma mais amena aos preços.

**Figura 6 – Função de resposta ao impulso – Preços Estados Unidos versus os estados do Mato Grosso e Paraná.**



Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: Período de 12 meses.

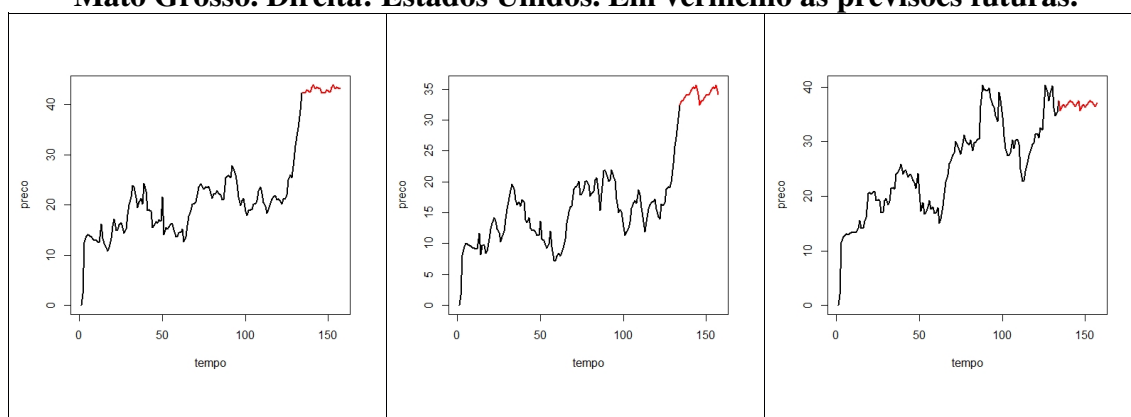
### 4.3. Previsão de preço futuro

Após analisar a aderência entre as séries de preço, o passo seguinte foi considerar um modelo de previsão *k* passos a frente, utilizando um modelo de séries temporais.

Especificamente para fins de previsão, foi proposto um modelo linear dinâmico com sazonalidade, como pode ser visto por exemplo em West e Harrison (1997). Inicialmente foi pensado em apresentar previsões de modelos ARIMA e SARIMA (Morettin e Toloi, 1996), porém estes modelos apresentaram previsões constantes ao longo dos meses, o que impede a utilização deste modelo como um modelo razoável de previsão.

Figura 7 mostra a previsão para os dois estados estudados e para os EUA para os próximos 2 anos. Vemos que para o preço no Paraná, embora a série até o período apresentado tenha mostrado um aumento vertical até 2016, a previsão parece se estabilizar em torno de R\$ 43,00, atingindo previsão máxima de R\$ 43,92. Para a previsão do estado do Mato Grosso, observamos uma forte tendência sazonal na previsão do preço, com previsão de R\$ 32,42 nos meses de julho e chegando a picos de R\$ 35,34 nos meses de março. Para o preço nos Estados Unidos, vemos que ela estaciona em patamares próximos aos valores da saca de milho em Mato Grosso, com oscilações em torno de R\$ 35,61 a R\$ 37,47.

**Figura 7 – Série de preços com previsão dois anos a frente. Esquerda: Paraná. Centro: Mato Grosso. Direita: Estados Unidos. Em vermelho as previsões futuras.**



Fonte: Resultado da pesquisa.

Apresentar e discutir os resultados obtidos no estudo, podendo ser dividido em subtítulos conforme o autor achar pertinente, no sentido de facilitar a compreensão do caminho percorrido por parte dos leitores. É permitido o uso de figuras, ilustrações, quadro, tabelas e outros recursos que subsidiam as informações aqui descritas, respeitando as devidas fontes de cada material.

Preferencialmente, na apresentação dos resultados, devem ser feitos diálogos com o referencial teórico, de forma a justificar ou argumentar cada resultado.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Verificou-se a existência da causalidade de transmissão de preços entre os mercados analisados através do teste de causalidade de Granger. Destaca-se que os preços no Estado Unidos da América causam no sentido de Granger os preços nos estados do Mato Grosso e Paraná, evidenciando que o Estado Unidos é o mercado mais relevante entre os mercados analisados.

Verificado o sentido de causalidade dos preços, o teste de cointegração de Johansen (1988) mostrou que há um mercado comum de milho na região estudada. Ademais, no teste de cointegração entre os pares de mercados, verificou-se que existe relação de longo prazo entre estes mercados de milho. Portanto, esta é uma primeira evidência de integração entre os mercados analisados.

Para mensurar o grau de integração entre os mercados de milho, foi realizada a análise da transmissão destes preços. Através do modelo de correção de erros estimou-se os

coeficientes de transmissão de preços entre o mercado de milho dos Estados Unidos e os Estados do Mato Grosso e Paraná. Verificou-se um coeficiente de transmissão de preços entre Estados Unidos e Paraná de 4,16; e entre Estados Unidos e Mato Grosso de 1,80. Estes resultados mostram que a relação de transmissão de preços entre os mercados dos Estados Unidos e dos estados brasileiros analisados são elásticos, ou seja, as variações de preços nos Estados Unidos são totalmente transmitidas ao mercado brasileiro.

A informação central deste trabalho é que existe integração perfeita entre os mercados de milho analisados, uma vez que os coeficientes de transmissão de preços são elásticos.

## REFERÊNCIAS

- AGUIAR, D. R. D. **Formação de preços na indústria brasileira de soja – 1982/1989**. 1990. 140f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola Superior de Agricultura, Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1990.
- BALCOMBE, K.; BAILEY, A. e BROOKS, J. **Threshold Effects in Price Transmission: The case of Brazilian wheat, maize, and soya prices**. American Agricultural Economics Association. v. 89. p. 308-323. 2007.
- BALCOMBE, K.; MORRISON, J. **Commodity price transmission: a critical review of techniques and application to selected tropical export commodities**. Roma: FAO, 2002.
- BALKE, N.S.; FOMBY, T.B. **Threshold Cointegration**. International Economic Review 38:627–45. 1997.
- BARRETT, C.B. **Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets**. Review of Agricultural Economics 23:19–32. 2001.
- BARRETT, C. B.; LI, J.R. **Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis**. American Journal of Agricultural Economics 84:292–307. 2002.
- BARROS, G. S. **A economia da comercialização agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 306p., 1987.
- BARROS, G. S. C. **Economia da Comercialização Agrícola**. CEPEA/LES-ESALQ/USP. Piracicaba/SP. 221p., 2006.
- BAULCH, B. **Transfer Costs, Spatial Arbitrage, and Testing for Food Market Integration**. American Journal of Agricultural Economics 79:477–87. 1997.
- BIGNOTTO, E. C.; BAROSSO FILHO, M.; SAMPAIO, R. **Gestão do risco de mercado em organizações do agronegócio**. Disponível em: <[http://shopping.bmfcead.com.br/pages/instituto/Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 39, nº 1, jan-mar. 2008 183 publicacoes/resenha/arquivos/161/artigoTec- 02.pdf](http://shopping.bmfcead.com.br/pages/instituto/Revista%20Econ%C3%B4mica%20do%20Nordeste,%20Fortaleza,%20v.%2039,%20n%C3%BA1,%20jan-mar.%202008%20183%20publicacoes/resenha/arquivos/161/artigoTec-02.pdf)>
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. Ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- CALDARELLI, C. E. e BACCHI, M. R. P. **Fatores de influência no preço do milho no Brasil**. Nova Economia, Belo Horizonte, MG, v. 22. Nº 1, 2012.
- CARVALHO, M. A. Milho. Brasília: Conab. Companhia Nacional de Abastecimento, 2007. Disponível em: <[www.conab.gov.br/conabweb/download/cas/especiais/prospeccao\\_2007\\_08\\_milho.pdf](http://www.conab.gov.br/conabweb/download/cas/especiais/prospeccao_2007_08_milho.pdf)>. Acesso em: 29 mai. 2016.
- CELERES – Balanço de oferta de demanda de milho do Brasil. Disponível em: <<http://www.abimilho.com.br/estatisticas>>. Acesso em abr. 2016.
- CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. 2006. 89p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Acompanhamento da safra brasileira de grãos, v. 2, decimo segundo levantamento, Brasília, 1-118, setembro, 2015. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1253&t=2>>. Acesso em 20 março de 2016.

- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Comercialização. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conabweb/index.php?PAG=1>. Acesso em: 23 abril 2016.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Custos de produção – Culturas de verão. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1554&t=2>. Acesso em 25 junho 2016.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Safras. Série Histórica. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=2>. Acesso em 22 março 2016.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Sistema de Informações Agropecuárias e de Abastecimento – SIAGRO. Intranet. 2016.
- DEL BEL FILHO, E.; BACHA, C. J. C. **Avaliação das mudanças à política de garantia de preços mínimos: período de 1997 a 2004**. Revista de Economia e Agronegócio, vol. 3, n.1, jan/mar, 2005.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**. Econometrica, v. 49, n.4, p.1057-1072, jul., 1981.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root**. Journal of The American Statistical Association, v. 74, n.366, p.427-431, Jun. 1979.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 3.ed. Nova York: John Wiley & Sons, 2010.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C.W. **Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing**. Econometrica, Cambridge, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FACKLER, P.; GOODWIN, B.K. **Spatial Price Analysis**. In B.L. Gardner and G.C. Rausser, eds. Handbook of Agricultural Economics. Amsterdam: Elsevier, pp. 971–1024. 2000.
- FONTES, R. E.; JUNIOR, L.; MOL, A.; AZEVEDO, A.; TAVARES, R.; LETTIERI, M. **Elasticidade e causalidade na transmissão de preço de milho entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuro (BM&F)**. 2003.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. Ed. São Paulo: Makron Books, 2005.
- GRANGER, C. W. J. **Investigating casual relation by econometric and cross-sectional method**. Econometrica 37: 424-438, 1969.
- GONZÁLEZ-RIVERA, G. HELFAND, S. M. **Economic development and the determinants of spatial integration in agricultural markets**. Riverside: Department of Economics, University of California, Working Paper, v.1, n. 28, p. 1-31, 2001.
- GOODWIN, B.; PIGGOTT, N. **Spatial market integration in the presence of threshold effects**. Amer. J. Agr. Econ. 83: 302-317. 2001.
- HARRIS, R. I. D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995.
- JOHANSEN, S. **Statistical analysis of cointegration vectores**. Journal of Economic Dynamic and Control, Amsterdam, v. 12, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. **Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money**. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- MARGARIDO, M. A.; SOUSA, E. L.L.; BARBOSA, M. Z.; FREITAS, S. M. **Transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja: uma aplicação da metodologia de séries temporais**. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37, Foz do Iguaçu, 1999. Anais.... Brasília: SOBER, 1999.
- MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F.A.; FERNANDES, J. M. **Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja**. Pesquisa & Debate, SP, v. 12, n.2, p. 5-40, 2001.
- MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic Theory**. New York: Oxford University Press, 1995.

- 
- McNEW, K.; FACKLER, P. **Testing Market Equilibrium: Is Cointegration Informative?** Journal of Agricultural and Resource Economics 22:191–207. 1997.
- MINISTERIO DO DESENVOLVIMENTO, INDUSTRIA E COMERCIO EXTERIOR, SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR – SECEX. Disponível em: <http://alicesweb.desenvolvimento.gov.br/>. Acesso em: 20 abril 2016.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blücher, 535 p. 2004.
- MUNDLAK, Y.; LARSON, D. F. **On the transmission of world agricultural prices**. The World Bank Economic Review, Washington, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992.
- PERRON, P., **Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables**, Journal of Econometrics, 80 (2), pp.355-385. 1997
- PHILLIPS, P. C. B e PERRON, P. **Testing for a unit root in time series regression**. Biometrika, v. 75, p. 335-346. 1988.
- SEO, B. **Non Linear Mean Reversion in the Term Structure of Interest Rates**. Journal of Economic Dynamics and Control 27:2243–65. 2003.
- SEXTON, R. J. KLING, C. L. CARMAN, H. F. **Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U. S. celery**. American Journal of Agricultural Economics, v. 73, p.568-580, 1991.
- SHIKIDA, C. **Econometria II**. Minas Gerais: Departamento de Economia do IBMEC, 2008.
- SOUSA, E. L. L.; AZEVEDO, P. F.; SAES, M. S. M. **Competitividade do sistema agroindustrial do milho**. In: FARINA, E. M. M. Q.; ZYLBERSZTAJN, D. Competitividade do agribusiness brasileiro. São Paulo: USP/PENSA, p. 273-471. 1998.
- WEST, M.; HARRISON, J. **Bayesian Forecast and Dynamic Models**. Springer series in Statistics, 1997.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.