

## **Análise da transmissão de preços nos mercados de boi gordo, milho e soja de Mato Grosso**

### **Analysis of the transmission of prices in the beef, maize and soybean markets of Mato Grosso**

Nágela Bueno dos Santos<sup>1</sup>

Dilamar Dallemole<sup>2</sup>

José Ramos Pires Manso<sup>3</sup>

#### **RESUMO**

O presente estudo se propôs analisar a transmissão de preços entre os mercados de boi gordo, milho e soja em Mato Grosso, Brasil, no período entre janeiro/2012 e dezembro/2015, com base no uso de ferramentas de séries temporárias. A aplicação dos testes de raiz unitária (Dickey-Fuller aumentado-ADF) indicou que as séries não são estacionárias em níveis, mas o são em primeiras diferenças. O teste de Cointegração de Johansen apontou a existência de relação de longo prazo entre os preços nos mercados físicos do boi gordo, da soja e do milho em Mato Grosso. O modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) demonstrou que a taxa Selic impactou somente no preço da soja e que o Índice Ibovespa não afetou, significativamente, o preço do milho. A decomposição da variância dos erros de previsão mostrou que o mercado da soja foi o que sofreu maior influência dentre os outros negociados, em especial o do milho. A análise de impulso resposta mostra que o preço do boi responde, de modo geral, negativamente a choques ou estímulos nos preços do milho e da soja, enquanto que no milho e na soja responde positiva e reciprocamente.

**Palavras chave:** Transmissão de preços, Commodities, Vetor de Correção de Erros.

#### **ABSTRACT**

The present study aimed to analyse the transmission of price between cattle, corn and soybeans markets in Mato Grosso, Brazil, in the period January/2012 to December/2015, based on a time series analysis. The application of unit root tests (Augmented Dickey-Fuller - ADF) showed evidence that the series are non-stationary in levels but are stationery in first differences. The Johansen cointegration test showed evidence in favour of the existence of a long-term relationship between prices on the spot markets of live cattle, soybeans and corn in Mato Grosso. The VECM-Vector Error Correction Model showed that SELIC rate only impacts on soybean prices and that Ibovespa Index does not significantly affects the price of corn. The variance decomposition of forecast errors showed that the soy market suffers the greatest influence among the other markets, and particularly the corn one. The impulse response analysis, IRF, showed that in general beef's price responds negatively to shocks on corn and soybean prices while corn and soybeans react positive and reciprocally.

**Keywords:** Transmission Price, Commodities, Vector Error Correction Model.

**JEL Classification:** Q13, C22.

---

<sup>1</sup> Universidade Federal de Mato Grosso- Brasil. E-mail : [nagelabueno@hotmail.com](mailto:nagelabueno@hotmail.com).

<sup>2</sup> Universidade Federal de Mato Grosso- Brasil. E-mail : [dilamar@ufmt.br](mailto:dilamar@ufmt.br) .

<sup>3</sup>Doutor E-mail: Universidade da Beira Interior- Portugal. E-mail: [pmanso@ubi.pt](mailto:pmanso@ubi.pt) .

## INTRODUÇÃO

Os mercados de boi gordo, milho e soja se encontram entre os mais importantes para do estado de Mato Grosso, responsável por 13% do efetivo de rebanho bovino do país, 23% da produção de milho e 31% da produção nacional de soja em 2014, de acordo com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além de ser o maior produtor nacional dessas *commodities*, seus derivados figuram entre os dez principais produtos da pauta exportadora mato-grossense. O produto “soja, mesmo triturada, exceto para semeadura” correspondeu a 48,76% das exportações, “milho em grão, exceto para semeadura” 13,84% e “carnes desossadas de bovino, congeladas” representou 6,94% das exportações do Estado em 2014, de acordo com as estatísticas de comércio exterior do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC).

Em vista da importância desses produtos, não só para economia de Mato Grosso, mas do país de modo geral, com os avanços das tecnologias de produção e comercialização, além da globalização, o meio científico procura entender a dinâmica desses mercados. Atualmente, os principais estudos realizados nesse sentido, são direcionados a análise da integração de mercados e transmissão de preços, em especial, entre o mercado externo e o mercado interno.

A integração de mercados pode ser entendida como o grau em que os preços de diferentes regiões se relacionam ao longo do tempo (SANTOS *et al*, 2007). Semelhantemente, Monke e Pitzel (1984) a definem como um processo pelo qual acontece a interdependência de preços. Já para Goodwin e Piggot (2001), integração de mercados reflete a extensão com que os choques são transmitidos entre mercados distintos.

Os mercados do boi gordo, do milho e da soja apresentam características que permitem a inferência de inter-relação, tanto em nível produtivo (integração lavoura-pecuária), quanto em nível comercial, visto que a produção de milho e soja constitui matéria-prima para produção de ração animal. Para este estudo, é oportuno o questionamento desta relação como suficiente para considerar se tais mercados podem ser ditos integrados e se ocorre a transmissão de preços entre eles.

Em termos gerais, o objetivo consiste em analisar a integração e a transmissão de preços entre os mercados de soja, milho e boi gordo (*commodities* diferentes) em Mato Grosso. De forma específica, no primeiro momento, busca-se confirmar se há integração entre os mercados para, em seguida, avaliar de que forma e direções o preço de um dos produtos pode influenciar nos preços dos demais.

Como estratégia empírica, utilizaram-se métodos de séries de tempo, teste de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, o Modelo Vetor de Correção Erros (VECM), decomposição da variância dos erros de previsão e função resposta ao impulso. O período de análise considerado foi entre janeiro de 2012 a dezembro de 2015 e os dados de preços foram captados no site do Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária (IMEA). Para as demais variáveis, recorreu-se ao banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), do Banco Central do Brasil (BCB) e da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F).

Nas próximas seções são discutidas as questões pertinentes à formação de preços e a integração em mercados agroindustriais. Também são elencados os procedimentos estatísticos de análise, seguido dos resultados e discussões das aplicações, com as respectivas considerações sobre as questões propostas.

## ASPECTOS TEÓRICOS RELEVANTES

Dentre os principais estudos realizados em relação aos mercados agrícolas, cabe destacar aqueles direcionados a análise da integração de mercados e transmissão de preços. Esta seção dedica-se à apresentação dos fatores apontados pela literatura como determinantes na formação dos preços agroindustriais.

Embora o setor agrícola seja um componente em declínio na composição do PIB de diversas economias nacionais, os preços dos produtos agrícolas continuam a ser importantes, tanto econômica como politicamente. A natureza da produção de *commodities* e seus ciclos de preços têm sérias implicações nos países especializados, por meio do aumento dos riscos e incertezas, via variações da renda e da posição da taxa de câmbio (valorização da moeda local). São efeitos tão maiores quanto maior for o grau de especialização. (ANTLE, 1999; CARNEIRO, 2012; BARROS, 2007).

As decisões de produção dos agricultores são baseadas, em parte, nas suas expectativas sobre os rendimentos e nos preços futuros (rentabilidade esperada) das *commodities* alternativas, que possam produzir. Uma vez que essas expectativas nem sempre se realizam, surgem os riscos em relação ao preço e ao rendimento no setor agrícola, bem como, em relação à forma como as expectativas são formadas e levadas em conta pelos agricultores, um provável componente cíclico de oferta e de preços. Além disso, a natureza dos recursos como terra e equipamentos usados na agricultura é tal, que os produtores não conseguem facilmente fazer mudanças significativas em planos relativos à produção, em resposta as alterações nos preços esperados. Assim, dada uma mudança no preço que os agricultores esperavam que prevaleceria, a alteração na quantidade fornecida, pelo menos ao longo de períodos curtos de tempo, é relativamente pequena (em que ambas as alterações são medidas em percentual-ano) e o abastecimento é tido como inelástico (TOMEK; KAISER, 2014).

Como a oferta, a demanda para a maioria das *commodities* é inelástica, de modo que mudanças nos preços têm efeitos relativamente pequenos sobre as quantidades que os consumidores estão dispostos a comprar. Além disso, as diversas fontes de demanda significam que existem muitas fontes de potenciais "choques de demanda". Uma crise financeira nos países do Sudeste Asiático pode, por exemplo, reduzir a demanda por importações de alimentos e, assim, reduzir os preços desses produtos; ou problemas de saúde, que podem reduzir a demanda e os preços, pelo menos temporariamente (TOMEK; KAISER, 2014).

Barros (2007) assinala que a formação dos preços agrícolas deva passar por um contexto em que participam produtores, intermediários e consumidores. Composto este contexto está um número considerável de mercados de produtos agrícolas ou não, incluindo os mercados de insumos utilizados na produção e comercialização agrícola. Assim sendo, conforme o autor, a explicação do comportamento dos preços agrícolas deve considerar que os seguintes fatores podem ocasionar variações no preço de um determinado produto agrícola: a) ao nível de produtor - mudanças tecnológicas, preços dos fatores e produtos alternativos, financiamento, clima; b) ao nível do intermediário - variações nos custos dos insumos de comercialização (transporte, processamento, armazenamento, condições de financiamento) e c) ao nível de consumidor - variações na renda, população, preços de outros bens, dentre outros.

De acordo com Tomek e Kaiser (2014), ao analisar os preços agrícolas, deve-se inevitavelmente estudar uma ampla gama de modelos de determinação de preços, bem como, as instituições que afetam esses preços. Tal necessidade se deve às diversas características próprias das *commodities* que muitas vezes não são observadas em produtos não-agrícolas, ou o são em menor magnitude, em especial a volatilidade dos preços.

Barros (2007) explica que a instabilidade dos preços agrícolas impacta tanto o lado da oferta quanto da demanda. No lado da oferta, leva à formação de expectativas pouco confiáveis sobre os rendimentos e os preços futuros (rentabilidade esperada), por parte do produtor, prejudicando a decodificação dos sinais que o mercado oferece, no sentido da produção dos bens mais desejados pelos métodos mais eficientes. No lado da demanda, o problema reflete em insegurança com relação à instabilidade no abastecimento e nos preços. Como destaca o autor citado, a irregularidade do abastecimento é um problema importante, na medida em que pode causar sérias oscilações no poder de compra e, por conseguinte, no bem-estar dos consumidores.

Em qualquer caso, é recorrente na literatura sobre o tema observar análises em que os preços das *commodities* são caracterizados como muito voláteis, não só de ano para ano, mas de dia para dia. Esses mercados, em alguns casos chamados de mercados de preços flexíveis, contrastam com os mercados de preço fixo, onde os preços mudam lentamente e por pequenas quantidades. Além disso, tem-se argumentado que, no curto prazo, os preços das *commodities* agrícolas podem ultrapassar os níveis de equilíbrio de longo prazo, em resposta às alterações nas forças econômicas, incluindo as variáveis macroeconômicas (TOMEK; KAISER, 2014).

## REFERENCIAL ANALÍTICO E ASPECTOS METODOLÓGICOS

As análises sobre determinação de preços agroindustriais e a integração de mercados são pautadas em modelos analíticos estáticos ou dinâmicos. Modelos de natureza estática representam a hipótese implícita de que todos os ajustamentos devem ocorrer instantaneamente, ou seja, não há defasagens distribuídas ao longo do tempo. Os primeiros pesquisadores do setor agrícola a estudar transmissão de preços e integração de mercado utilizaram, em sua maioria, análise de correlação de preços e regressão simples. Esses modelos, no entanto, passaram a serem criticados pela negligência que mascara a presença de outros fatores que podem causar variações nos preços, como inflação, sazonalidade (principalmente na agricultura), crescimento populacional, problemas climáticos, dentre outros. Além disso, não havia o cuidado de verificar se as séries eram estacionárias. Uma maneira de evitar estas críticas foi considerar a diferenciação de preços, que tem a propriedade atrativa de interpretar integração como interdependência de mudança de preços em diferentes mercados (MAYORGA *et al*, 2007).

Um modelo dinâmico tem a vantagem de se poder distinguir entre os conceitos de integração de mercado instantânea (impacto imediato de choques de preços) e a ideia menos restritiva de integração, isto é, processos de ajustamento dinâmico de longo prazo (impactos que são formados em um lapso de tempo). Os modelos de defasagem distribuída são capazes de captar esse efeito multiplicador. Muitas séries temporais parecem seguir um passeio aleatório e isso sugere que, em geral, se deve diferenciar uma variável antes de usá-la em uma regressão. Ainda que isto seja aceitável, a diferenciação pode resultar em perda de informações valiosas sobre a

relação de longo prazo que um modelo econométrico procura exprimir e que são indicados por variáveis em níveis, de acordo com a teoria (MAYORGA *et al*, 2007).

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), há situações em que se pode estimar uma regressão entre duas variáveis, ainda que sejam passeios aleatórios. Diz-se, neste caso, que as variáveis são cointegradas, tendo em vista a existência de uma combinação linear entre elas, uma vez que são estacionárias. A ideia de cointegração é verificar se duas ou mais séries analisadas são integradas de mesma ordem e, neste caso, verificar se existe uma combinação linear entre elas, que seja estacionária. Para isso, alguns testes são importantes ferramentas analíticas, cuja descrição é apresentada nos parágrafos que se seguem.

## Testes de Raiz Unitária

De acordo com Gaio *et al* (2005), o teste de raiz unitária tem por principal finalidade verificar se uma série temporal é estacionária em nível, ou se torna estacionária nas diferenças. Dos diversos tipos de testes encontrados na literatura, optou-se pela utilização dos testes de Dickey e Fuller (DF) e Dickey e Fuller Aumentado (ADF). O teste de Dickey e Fuller (DF) envolve a estimação da equação (01) pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, posteriormente, testa a hipótese (02) de presença de raiz unitária.

Gaio *et al* (2005) ressalta ainda que a utilização do teste DF será válida quando as séries, que são geradas por um processo auto-regressivo, forem de ordem um e seus termos aleatórios seguirem um ruído branco. Portanto, caso o processo gerador de série temporal seja auto-regressivo, de ordem superior a um [AR(p), em que (p>1)], o teste a ser utilizado corresponde ao Dickey e Fuller Aumentado (ADF), que consiste em estimar a equação (03) pelo método MQO e testar a hipótese (04):

Teste Dickey e Fuller (DF)

$$\Delta Y_t = \alpha + (\rho - 1)Y_{t-1} + \gamma T + u_t \quad (01)$$

Em que:

$\alpha$  = termo constante;

$\Delta Y_t$  = série  $Y_t$  na primeira diferença;

$Y_{t-1}$  = série  $Y_t$  defasada em um período;

$u_t$  = ruído branco;

T = tendência determinista.

Teste de hipótese:

$$H_0: \rho - 1 = 0$$

$$H_a: \rho - 1 < 0 \quad (02)$$

Teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF)

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \omega_i \Delta Y_{t-1} + \gamma T + u_t \quad (03)$$

Em que:

$$\theta = \sum_{i=1}^{\rho} \rho_i - 1$$

$$\omega_t = \sum_{j=i+1}^{\rho} \rho_j$$

Teste de hipótese:

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_a: \theta < 0 \quad (04)$$

A hipótese nula, em ambos os casos, indica que há uma raiz unitária, ou seja, a série temporal é não estacionária e possui uma tendência estocástica. Se a hipótese nula for rejeitada, significa que a série é estacionária com média zero. Se uma série temporal tem uma raiz unitária, as primeiras diferenças dessas séries são estacionárias. Se uma série temporal é I(2), ela conterá duas raízes unitárias e, neste

caso, deverá ser diferenciada duas vezes. Se ela for  $I(d)$ , deverá ser diferenciada  $d$  vezes, sendo  $d$  qualquer número inteiro (GUJARATI; PORTER, 2011).

## Teste de cointegração

Cointegração significa que, a despeito de serem individualmente não estacionárias, uma combinação linear entre duas ou mais séries temporais pode ser estacionária (GUJARATI; PORTER, 2011). Conforme explica Greene (2012), pode acontecer de a relação de longo prazo entre duas séries ser distinta da dinâmica que apresentam no curto prazo. Se for esse o caso, a diferenciação dos dados seria contraproducente, uma vez que obscureceria a relação de longo prazo entre as séries. Estudos de cointegração e técnica relacionada - mecanismo de correção de erros apresentados a seguir - estão preocupados com métodos de estimação que preservam a informação sobre ambas as formas de covariação. Assim, quando o resultado do teste de raiz unitária aponta que a série em questão é estacionária em diferenças aplica-se o teste de cointegração.

O teste de cointegração, de acordo com Johansen (1991, 1995), objetiva verificar se duas ou mais variáveis são cointegradas, ou seja, se elas são sincronizadas. Se as séries forem cointegradas, significa que as regressões dessas séries não são espúrias, havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Utiliza-se, para tanto, o teste estatístico (Qr) de Johansen (JOHANSEN, 1991, 1995; JOHANSEN & JUSELIUS, 1990), que verifica a presença de uma raiz unitária nos resíduos da regressão, especificada como pares de variável. O resultado da estatística (Qr) de Johansen para as equações indica, estatisticamente, se as séries são cointegradas ou não. Caso algumas das equações não sejam cointegradas, pode-se sugerir a possibilidade de competição entre os mercados integrantes da série dessas equações (GAIO *et al*, 2005).

Genericamente, uma série temporal é considerada integrada de ordem  $p$ ,  $I(p)$ , se a série possuir uma representação estacionária do tipo ARMA<sup>4</sup> após ter sido diferenciada  $p$  vezes. Assim, analogamente, as componentes de um vetor com  $M$  séries temporais são cointegradas se todas as componentes são integradas ordem  $p$ ,  $I(p)$ . No caso de haver mais de duas séries temporais, um vetor (ou mais) de cointegração é incluído no modelo. Em um sistema de  $M$  séries temporais, no entanto, só podem existir vetores de cointegração linearmente independentes  $M-1$  (*cointegrating rank*) (GREENE, 2012).

## Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM)

Conforme já apresentado anteriormente, quando duas séries são cointegradas, significa que há relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, contudo pode haver desequilíbrio no curto prazo. Portanto, pode-se tratar o termo de erro como o “erro de equilíbrio” e usá-lo para vincular o comportamento de curto prazo das séries. O mecanismo de correção de erro (MCE), também chamado vetor de correção de erros (VEC), corrige o desequilíbrio (GUJARATI; PORTER, 2011).

---

<sup>4</sup> Quando o processo gerador de uma série temporal contém um termo autorregressivo de ordem  $p$ , AR ( $p$ ), e também um termo de média móvel de ordem  $q$ , MA ( $q$ ) (GUJARATI; PORTER, 2011).

O vetor de correção de erros (VEC), popularizado por Engle & Granger (1987) visa verificar a direção da transmissão de preços, sendo as séries cointegradas de ordem “k”. O modelo utilizado na correção de erros pode ser expresso como:

$$\Delta Pr_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta Pr_{t-1}^i + \gamma_2 \Delta Pr_{t-1}^j + \gamma_3 v_{t-1} + u_t \quad (05)$$

Em que:

$\Delta Pr_t^i$  = diferença do preço da *commodity* *i* no período *t*;

$\Delta Pr_{t-1}^i$  = diferença do preço da *commodity* *i* no período *t-1*;

$\Delta Pr_{t-1}^j$  = diferença do preço da *commodity* *j* no período *t-1*;

$\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$  e  $\gamma_3$  = parâmetros;

$v_{t-1}$  = vetor de correção cointegrada;

$u_t$  = erro aleatório.

Se o coeficiente  $\gamma_3$  da equação (05), relativo ao termo do erro da regressão cointegrada (termo de erro defasado), for diferente de zero, a causalidade ruma do preço da *commodity* “j” para o preço da *commodity* “i”. Se os coeficientes do termo de erro defasados de um período não são estatisticamente diferentes de zero, a 5% de probabilidade, então não há transmissão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo. Assim, tais mercados agem independentes no curto prazo. Caso contrário, há transmissão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo.

Complementarmente, estima-se uma função impulso-resposta que delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VECM, em resposta a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais. A simulação baseada na função impulso-resposta do VECM provê um mecanismo para estimar respostas a choques, sem manter a pressuposição de condições, *ceteris paribus*, para outras variáveis do modelo.

O modelo possibilita ainda estabelecer uma análise de decomposição de variância. Esta fornece o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável versus os choques nas outras variáveis do sistema. Se os choques observados numa variável *z* não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável *y*, diz-se que a sequência *y* é exógena. Caso contrário, diz-se que a sequência é endógena.

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao sistema (BARBOSA *et al.*, 2002).

## Área de Estudo e Fonte de Dados

O presente estudo realiza uma análise da transmissão de preços entre os mercados do boi gordo, do milho e da soja em Mato Grosso. Para tanto, utilizou-se dados de preços dessas mercadorias divulgados pelo Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária (IMEA). As séries de preços foram deflacionadas pelo INPC período base jan/2012. Para as demais variáveis buscou-se no banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), no sítio do Banco Central do Brasil e da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). As variáveis endógenas utilizadas foram:

- Boi: Logaritmo natural do preço do boi gordo;
- Milho: Logaritmo natural do preço do milho;
- Soja: Logaritmo natural do preço da soja;

As variáveis exógenas utilizadas foram:

- InícioAno: capta quebra estrutural gerada pela diferença nas cotações de longos períodos com o mercado fechado ocorrido devido aos feriados do final de cada ano;
- Variáveis *Dummy* para os anos de 2013 a 2015;
- Variáveis *Dummy* para os meses de fevereiro a dezembro;
- SelicP : seu valor percentual, indica a taxa de juros livre de risco;
- Ibovespa: indica a taxa de juro com risco;
- Time: tendência, quanto maior o valor indica maior tendência de se aumentar o preço;
- EC1: indica a cointegração;

O período de análise foi de janeiro de 2012 a dezembro de 2015, considerando uma série diária de dados. Os resultados estão dispostos em tabelas na próxima seção, com a devida argumentação e considerações finais.

## RESULTADOS E DISCUSSÕES

Optou-se pelo teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), estimado para as séries diárias com intercepto e sem tendência, tanto em nível quanto em suas diferenças, utilizando defasagens de 0 (zero) a 24 (vinte e quatro) e selecionadas a partir do menor critério de Akaike<sup>5</sup>. Os resultados das análises dos testes de raiz unitária para as séries de preço logaritmizados, em nível e em primeira diferença são apresentados na Tabela 1. Verifica-se que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária não foi rejeitada para todas as *commodities* analisadas, atestando que as séries não são estacionárias em nível. Porém, ao se realizar o teste com as séries na primeira diferença, verificou-se que a hipótese nula de que as séries têm raiz unitária foi rejeitada, ou seja, tais séries são estacionárias em primeira diferença. Também, são integradas de ordem 1, com intercepto e sem tendência, para as séries diárias de preços médios do boi gordo, do milho e da soja em Mato Grosso, em nível e em primeira diferença, no período de janeiro de 2012 a dezembro de 2015.

**Tabela 1:** Resultado do Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Série	EM NÍVEL		EM PRIMEIRA DIFERENÇA	
	Defasagem	Resultado do Teste ADF	Defasagem	Resultado do Teste ADF
Boi	1	-0,000593848	20	-0,643089***
Milho	1	-0,00572756	18	-0,625927***
Soja	2	-0,00714882	24	-0,732633***

(\*) Significativo a 10% (\*\*) Significativo a 5% (\*\*\*) Significativo a 1%

Fonte: Dados da pesquisa, 2015.

Uma vez determinada a ordem de integração das séries, o próximo passo é a realização da análise de cointegração. O objetivo consiste em testar a existência de vetores de cointegração e, em caso positivo, estimar estes vetores e as relações de longo prazo existentes.

Antes de realizar o teste de cointegração, foi necessário determinar o número de defasagens a serem utilizadas e escolher o modelo a empregar. Os resultados do teste de seleção de defasagens estão apresentados na Tabela 2. Os asteriscos indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores dos respectivos critérios de informação. O critério de informação usado para determinação do número de

<sup>5</sup> Detalhes sobre o Critério de Informação de Akaike encontram-se em Akaike (1974).

defasagens foi o de Schwarz (BIC). O critério de BIC apresentou menor valor para defasagem de ordem dois, portanto, foram utilizadas, duas defasagens para realização do teste de Cointegração de Johansen.

O teste de Johansen apontou que não é possível rejeitar a hipótese nula de presença de cointegração entre as séries até a ordem 1. Assim, o resultado indica a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços analisados. Como o número de vetores de cointegração é menor que número de variáveis, utilizou-se o Modelo Vetor de Correção dos Erros (VECM) em nível. Isso implica que, colocando todas as variáveis em nível no VECM, a combinação linear entre elas produz um relacionamento estacionário.

As análises anteriores indicam a existência de integração entre os mercados analisados. Tais passos, entretanto, não indicam a direção da transmissão de preços. Essa direção é obtida pela estimação do vetor de correção de erros (VECM), que analisa os ajustamentos de curto prazo que ocorrem nas séries cointegradas (que são as relações de equilíbrio em longo prazo).

**Tabela 2:** Teste para Seleção de Defasagens.

DEFASAGEM	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	13418,54715		-21,442554	-21,063209	-21,299906
2	13487,29183	0	-21,52742	-21,082102*	-21,359964*
3	13512,15384	0,00003	-21,541680*	-21,030388	-21,349415
4	13525,3409	0,04899	-21,537153	-20,959889	-21,32008
5	13535,42065	0,21312	-21,527628	-20,88439	-21,285746
6	13546,74003	0,12374	-21,520097	-20,810886	-21,253407
7	13558,4987	0,10059	-21,513272	-20,738089	-21,221774
8	13561,66576	0,98407	-21,492624	-20,651467	-21,176317
9	13564,44988	0,99212	-21,471359	-20,56423	-21,130245
10	13571,59611	0,57694	-21,457114	-20,484011	-21,09119
11	13581,87812	0,19588	-21,447913	-20,408837	-21,057182
12	13595,34365	0,04226	-21,443835	-20,338786	-21,028295

AIC = critério de Akaike, BIC = critério Bayesiano de Schwarz, HQC = critério de Hannan-Quinn.

Fonte: Dados a pesquisa, 2015.

Analisando-se os resultados da Tabela 3, verifica-se que o parâmetro  $\gamma_3$  (aqui nomeado de EC1) é estatisticamente diferente de zero, a 5% de significância, em todos os mercados confrontados, o que indica a transmissão de preço entre eles em todas as direções. A aplicação do modelo VECM aos dados permite verificar a influência de outras variáveis nos preços das *commodities*.

Dentre os resultados encontrados cabe destacar que a variável InícioANO, que capta quebra estrutural nas séries<sup>6</sup> foi estatisticamente significativa apenas para a soja. Verifica-se também, que a taxa de juros sem risco (SELIC) não produziu impacto significativo no preço do boi gordo e do milho; já o preço da soja é influenciado tanto pela taxa atual quanto pela taxa defasada em um período. O Índice Ibovespa, que representa uma taxa de juros com risco, apresentou influência nos preços do boi gordo e da soja, mas não no milho. O preço da soja é influenciado pelo índice vigente (atual) e pelo índice defasado em dois períodos, enquanto que o preço do boi é influenciado pelo índice defasado em um período. A variável “time”, que indica a tendência, apresentou influência estatisticamente significativa nos preços das três mercadorias.

<sup>6</sup> Nesse caso, devido intervalo de tempo em que os preços não foram captados em razão dos feriados de final de ano. No caso específico da soja, o intervalo é seguido do período da safra da cultura em Mato Grosso.

**Tabela 3:** Coeficientes e Erros-Padrão do Modelo VECM.

VARIÁVEIS	EQUAÇÃO 1: BoiD		EQUAÇÃO 2: MilhoD		EQUAÇÃO 3: SojaD	
	Coef.	Erro	Coef.	Erro	Coef.	Erro
Const	0,0414	0,0195**	0,2517	0,0875***	0,1053	0,0546*
BoiD1	-0,2330	0,0323***	0,2015	0,1447	-0,1341	0,0903
BoiD2	-0,0468	0,0322	0,0286	0,1444	-0,1453	0,0901
MilhoD1	0,0121	0,0073*	-0,0962	0,0328***	-0,0052	0,0205
MilhoD2	0,0027	0,0073	0,0308	0,0328	-0,0214	0,0205
SojaD1	0,0121	0,0104	0,0456	0,0465	-0,0565	0,0290*
SojaD2	-0,0159	0,0103	0,0140	0,0462	-0,0416	0,0288
InicioANO	-0,0032	0,0029	-0,0115	0,0130	-0,1272	0,0081***
Ano2013	-0,0127	0,0059**	-0,0533	0,0265**	-0,0545	0,0166***
Ano2014	-0,0234	0,0120*	-0,0945	0,0539*	-0,1077	0,0336***
Ano2015	-0,0359	0,0177**	-0,1352	0,0793*	-0,1570	0,0495***
Fev	-0,0014	0,0010	0,0002	0,0043	0,0025	0,0027
Mar	-0,0006	0,0013	-0,0040	0,0057	-0,0017	0,0036
Abr	-0,0021	0,0017	-0,0139	0,0076*	-0,0050	0,0047
Mai	-0,0053	0,0022**	-0,0231	0,0097**	-0,0110	0,0061*
Jun	-0,0053	0,0027**	-0,0242	0,0119**	-0,0166	0,0074**
Jul	-0,0072	0,0032**	-0,0211	0,0142	-0,0207	0,0088**
Ago	-0,0066	0,0037*	-0,0288	0,0165*	-0,0241	0,0103**
Set	-0,0066	0,0041	-0,0334	0,0186*	-0,0317	0,0116***
Out	-0,0080	0,0046*	-0,0311	0,0207	-0,0348	0,0129***
Nov	-0,0095	0,0051*	-0,0316	0,0228	-0,0380	0,0143***
Dez	-0,0119	0,0055**	-0,0381	0,0246	-0,0430	0,0154***
SelicP	-0,3142	0,8991	1,0711	4,0290	-4,3296	2,5148*
SelicPD1	0,1136	1,2267	-3,8854	5,4971	5,6564	3,4312*
SelicPD2	-0,4550	0,8868	2,8780	3,9738	-0,5533	2,4804
Ibovespa	0,0121	0,0110	-0,0625	0,0493	-0,1311	0,0308***
Ibovespa D1	0,0215	0,0110*	-0,0317	0,0494	-0,0095	0,0309
Ibovespa D2	0,0020	0,0110	-0,0429	0,0494	-0,0675	0,0308**
Time	0,0001	0,00002**	0,0002	0,0001*	0,0002	0,0001***
EC1	-0,0063	0,0031**	-0,0412	0,0138***	-0,0189	0,0086**

VariávelD: são o LN da variável em uma diferença (variação percentual da variável)

VariávelD1: variável defasada 1 período, indicando o valor dela em t-1.

VariávelD2: variável defasada 2 períodos, indicando o valor dela em t-2.

(\*) Significativo a 10%    (\*\*) Significativo a 5%    (\*\*\*) Significativo a 1%

Fonte: Dados da pesquisa, 2015.

Em complementariedade, é possível analisar a decomposição da variância dos erros de previsão dos preços das mercadorias considerando o efeito em 10 períodos, que neste estudo é representado em dias. Na Tabela 4 verifica-se a decomposição da variância dos erros de previsão para a variável logaritmizada do preço do boi gordo. A maior parcela dessa variância é explicada pela própria variável. A variância do preço do milho exerce influência maior no segundo período e então decresce nos períodos subsequentes. Já a parcela da variância dos erros de previsão do preço do boi, explicado pela variância do preço da soja, manteve um padrão com poucas oscilações.

**Tabela 4:** Decomposição da Variância para Variável Boi (percentagem).

Período	Erro padrão	Boi	Milho	Soja
1	0,00475816	100	0	0
2	0,00598311	99,797	0,1433	0,0597
3	0,00700213	99,8018	0,1286	0,0697
4	0,00790368	99,8301	0,1088	0,0612
5	0,00870328	99,8521	0,0916	0,0563
6	0,00942679	99,8664	0,0781	0,0555
7	0,010093	99,8728	0,0708	0,0564
8	0,0107126	99,871	0,0703	0,0587
9	0,0112936	99,861	0,077	0,062
10	0,0118418	99,8428	0,0911	0,0661

Fonte: Dados da pesquisa, 2015.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados da decomposição da variância dos erros da variável logaritmizada do preço do milho. Similarmente ao caso do boi, como esperado, a maior parte decorre da própria variável. A influência resultante da variável boi decresceu até o quarto período e então voltou a crescer. A influência da variável soja cresce até o terceiro período, a partir de então decresce.

**Tabela 5:** Decomposição da Variância para Variável Milho (percentagem).

Período	Erro padrão	Boi	Milho	Soja
1	0,0213221	0,0534	99,9466	0
2	0,0285522	0,0434	99,9236	0,033
3	0,0346172	0,0297	99,922	0,0483
4	0,0395037	0,0249	99,9273	0,0478
5	0,0437205	0,0256	99,9292	0,0452
6	0,0474333	0,0308	99,9275	0,0417
7	0,0507613	0,0402	99,9218	0,038
8	0,0537802	0,0534	99,9121	0,0345
9	0,0565443	0,0704	99,8983	0,0313
10	0,0590935	0,0911	99,8803	0,0286

Fonte: Dados da pesquisa, 2015.

A decomposição da variância do erro de previsão do preço logaritmizado da soja, como as outras, também tem maior influência originada na própria variável, porém em menor proporção (Tabela 6). Dentre os três mercados, o da soja é o que sofreu maior influência das outras variáveis na variância do erro de previsão.

**Tabela 6:** Decomposição da Variância para Variável Soja (percentagem).

Período	Erro padrão	Boi	Milho	Soja
1	0,0133088	0,0192	2,887	97,0938
2	0,0182489	0,1004	2,5563	97,3434
3	0,0217749	0,333	2,0678	97,5992
4	0,0248101	0,4095	1,7756	97,8148
5	0,0275179	0,4698	1,5624	97,9679
6	0,0299651	0,5266	1,3939	98,0795
7	0,0322156	0,5784	1,2542	98,1674
8	0,03431	0,6271	1,1357	98,2371
9	0,0362757	0,6742	1,0337	98,2921
10	0,0381329	0,7203	0,945	98,3347

Fonte: Dados da pesquisa, 2015.

A Tabela 6 revela que a influência da variável milho no período um é de 2,887% e decresce significativamente até o décimo período. Já a influência da variável boi cresce ao longo do período.

Finalmente, uma importante análise que se permite fazer a partir do modelo utilizado na pesquisa é o impulso da resposta do choque entre as variáveis. Na Tabela 7 apresentam-se o Impulso resposta a um choque de um erro-padrão na variável BoiD ao longo de 10 dias sobre MilhoD e a SojaD.

**Tabela 7:** Impulso Resposta a Choque de Erro-Padrão na Variável Boi.

Período	Boi	Milho	Soja
1	0,00476	-0,00049	0,00018
2	0,00362	0,00033	-0,00055
3	0,00363	-0,00004	-0,00112
4	0,00366	-0,00018	-0,00097
5	0,00364	-0,00032	-0,00102
6	0,00362	-0,00045	-0,00108
7	0,00360	-0,00059	-0,00113
8	0,00359	-0,00071	-0,00117
9	0,00357	-0,00084	-0,00122
10	0,00356	-0,00096	-0,00127

Fonte: Dados da pesquisa, 2015.

Um choque de um erro padrão no preço logaritmizado do boi afeta negativamente o preço do milho em todos os períodos, exceto no segundo; a partir do terceiro período a influência é crescente. Em relação a soja, um aumento correspondente a um erro padrão na variável de preço do boi leva a uma resposta positiva na soja no primeiro período e na sequência torna-se negativa. De modo geral, um crescimento correspondente a um erro padrão no preço boi leva uma resposta negativamente crescente no milho e na soja.

Expostos na Tabela 8, encontram-se os resultados de impulso resposta de um choque correspondente a um erro-padrão na variável do preço do milho sobre as variáveis do preço do boi gordo e da soja durante 10 dias. Verifica-se que a resposta no preço do boi ocasionada pelo aumento no preço do milho é positivo até o quinto período, a partir do sexto a resposta é crescentemente negativa. O impulso resposta da soja em relação a variações no milho é positiva em todo o período analisado e tende a decrescer com o passar dos dias.

**Tabela 8:** Impulso Resposta a Choque de Erro-Padrão na Variável Milho.

Período	Boi	Milho	Soja
1	0,000000	0,021316	0,002261
2	0,000227	0,018979	0,001844
3	0,000108	0,019566	0,001137
4	0,000070	0,019026	0,001061
5	0,000038	0,018728	0,000949
6	-0,000009	0,018389	0,000827
7	-0,000052	0,018067	0,000708
8	-0,000093	0,017750	0,000594
9	-0,000133	0,017442	0,000483
10	-0,000172	0,017142	0,000374

Fonte: Dados da pesquisa, 2015.

O impulso resposta de um choque de um erro padrão na variável de preço da soja sobre as variáveis de preço do boi e do milho ao longo de 10 dias estão apresentados na Tabela 9. Dentre as variáveis analisadas o impulso resposta ocasionado pela mudança no preço da soja foi o menor. No primeiro período nem a variável de preço do boi nem a de preço do milho respondem ao choque. No segundo período a resposta no preço do boi é positiva e a partir de então se torna negativa até o fim dos 10 dias. A resposta do milho é positiva e decrescente até o nono período, no décimo já não há resposta resultante do choque inicial.

**Tabela 9:** Impulso Resposta a Choque de Erro-Padrão na Variável Soja.

Período	Boi	Milho	Soja
1	0,00000	0,00000	0,01311
2	0,00015	0,00052	0,01234
3	-0,00011	0,00056	0,01177
4	-0,00006	0,00041	0,01180
5	-0,00007	0,00034	0,01182
6	-0,00008	0,00027	0,01178
7	-0,00009	0,00020	0,01175
8	-0,00010	0,00013	0,01173
9	-0,00011	0,00006	0,01171
10	-0,00012	0,00000	0,01168

Fonte: Dados da pesquisa, 2015.

Os problemas ocasionais, que costumam ocorrer com dados de séries temporais, foram corrigidos com a execução do modelo. A autocorrelação foi corrigida no processo de escolha das defasagens e os problemas de quebra estrutural foi detectado e resolvido com a inclusão da variável *dummy* InicioANO. Problemas de heterocedasticidade foram resolvidos com a aplicação do VECM padronizado.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados apontam que os mercados são integrados e a transmissão de preços ocorre em todas as direções. De certa forma, trata-se de um resultado esperado, visto que milho e a soja são utilizados como insumo na fabricação de ração animal, inclusive bovina, de modo que um relacionamento de oferta e demanda entre esses mercados. Além disso, as relações de integração e transmissão de preços entre os referidos mercados são confirmadas pela literatura ao afirmar que as decisões de produção dos agricultores são baseadas, em parte, nas suas expectativas sobre os rendimentos e os preços futuros (rentabilidade esperada) das commodities alternativas que possam produzir.

Verificou-se também que a taxa SELIC produziu impacto somente no preço da soja. E que o índice Ibovespa não afetou significativamente o preço do milho. A decomposição da variância do erro de previsão mostrou que o mercado da soja foi o que sofreu maior influência dos demais mercados, com destaque para o preço do milho. As análises de impulso resposta mostraram que o preço do boi responde, de modo geral, negativamente a choque nos preços do milho e da soja. Já o impulso resposta no milho e na soja é positivamente recíproco.

Os efeitos estudados, tanto pela decomposição da variância, quanto pelo impulso resposta indicam que a transmissão de informação entre esses mercados ocorre de maneira rápida, o que facilita a tomada de decisão pelos agentes envolvidos nessas cadeias produtivas, seja pelo lado da produção e demanda, quanto por quem aplica em derivativos financeiros originados nesses mercados. Estudos complementares podem ser realizados agregando-se outras variáveis, como preço do frete e preço de bolsas de valores, como a de Chicago (CBOT) e a da Bovespa (BM&F), não inclusos nesse estudo por dificuldades de obtenção dos dados.

Em virtude da representatividade destas *commodities* para Mato Grosso, bem como da importância para os produtores locais, as informações subsidiadas por este estudo podem auxiliar na estruturação dos contratos e da comercialização de soja, milho e carne com outras localidades, ou mesmo países. Quanto maior a compreensão acerca da formação dos preços, mais eficiente será o planejamento por parte do setor produtivo e mais estáveis tendem a ser estes mercados.

Por fim, cabe destacar que os resultados obtidos captam o processo de globalização das economias, com maior inter-relação entre os preços domésticos e externos. A segurança nas estratégias aumenta, no entanto não exime o setor produtivo de choques de oferta ou demanda. Contudo, estes setores estarão mais propensos a absorver alterações provocadas por medidas de estímulo ou desestímulo de preços nestes mercados.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAUJO, M. J. **Fundamentos de Agronegócios**, São Paulo, Atlas, 2010.

BARBOSA, Marisa Zeferino; MARGARIDO, Mario Antonio; NOGUEIRA JUNIOR, Sebastião. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, 2002.

BATALHA, M. O. **Gestão Agroindustrial**. São Paulo, Atlas, 2007.

GAIO, Luiz Eduardo; DE CASTRO, Luiz Gonzaga; DE OLIVEIRA, André Ribeiro. Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 7, n. 3, p. 282-297, 2011.

GOODWIN, B. K.; PIGOTT, N. E. Spatial Market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, Iowa, v. 83, n. 2, p. 302-317, maio 2001.

GREENE, William H. **Econometric Analysis**. (International edition). 7 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria Básica**. 5 eds. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011.

IBOVESPA. **Índice da Bolsa de Valores de São Paulo**. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoIndice.aspx?Indice=IBOVESPA&idoma=pt-br>>. Acesso em: 07 jan. 2016.

IPEADATA. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 08 jan. 2016

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, [S.l.], v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. Oxford: University of Oxford, 1995.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximun likelihood estimation and inference on cointegration, with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, [S.l.], v. 52, p. 169-210, 1990.

MAYORGA, Rodrigo de Oliveira *et al.* Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 3, p. 675-704, 2007.

MONKE, E.; PETZEL, T. Market integration: an application to international trade in cotton. **American Journal of Agriculture Economics**, Iowa, v. 66, n. 4, p. 481-487, nov. 1984.

SANTOS, Vladimir Faria dos *et al.* Análise do preço do milho nos mercados externo e interno. **Revista de Política Agrícola**, v. 16, n. 3, p. 76-84, 2007.

SIDRA. **Sistema IBGE de Recuperação Automática**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 07 jan. 2016.

TOMEK, William G; KAISER, Harry M. **Agricultural Product Prices**. Cornell University Press, 2014.