



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS

ESCOLA DE AGRONOMIA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIO

ELSIE ESTELA MORATOYA

**TRANSMISSÃO E VOLATILIDADE DE PREÇOS DAS *COMMODITIES*
AGRÍCOLAS: SOJA E MILHO**

GOIÂNIA

2014

TERMO DE CIÊNCIA E DE AUTORIZAÇÃO PARA DISPONIBILIZAR AS TESES E DISSERTAÇÕES ELETRÔNICAS (TEDE) NA BIBLIOTECA DIGITAL DA UFG

Na qualidade de titular dos direitos de autor, autorizo a Universidade Federal de Goiás (UFG) a disponibilizar, gratuitamente, por meio da Biblioteca Digital de Teses e Dissertações (BDTD/UFG), sem ressarcimento dos direitos autorais, de acordo com a Lei nº 9610/98, o documento conforme permissões assinaladas abaixo, para fins de leitura, impressão e/ou download, a título de divulgação da produção científica brasileira, a partir desta data.

1. Identificação do material bibliográfico: ☒ **Dissertação** ☐ **Tese**

2. Identificação da Tese ou Dissertação

Autor (a):	Elsie Estela Moratoya		
E-mail:	eelsie22@yahoo.com		
Seu e-mail pode ser disponibilizado na página?	☒ Sim	☐ Não	
Vínculo empregatício do autor	Publico Federal		
Agência de fomento:		Sigla:	
País:	Brasil	UF:GO	CNPJ:
Título:	Transmissão e volatilidade de preços das commodities agrícolas: Soja e milho		
Palavras-chave:	Transmissão de preços, Transmissão de volatilidade, Commodities		
Título em outra língua:	Price transmission and volatility for agricultural commodities: Soybean and Corn		
Palavras-chave em outra língua:	Price transmission, Volatility transmission, Commodities		
Área de concentração:	Competitividade dos Sistemas Agroindustriais		
Data defesa: (dd/mm/aaaa)	28/02/2014		
Programa de Pós-Graduação:	Programa de pós-graduação em agronegócio		
Orientador (a):	Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo		
E-mail:	emaildesantana@gmail.com		
Co-orientador (a):*			
E-mail:			

*Necessita do CPF quando não constar no SisPG

3. Informações de acesso ao documento:

Concorda com a liberação total do documento ☒ SIM ☐ NÃO¹

Havendo concordância com a disponibilização eletrônica, torna-se imprescindível o envio do(s) arquivo(s) em formato digital PDF ou DOC da tese ou dissertação.

O sistema da Biblioteca Digital de Teses e Dissertações garante aos autores, que os arquivos contendo eletronicamente as teses e ou dissertações, antes de sua disponibilização, receberão procedimentos de segurança, criptografia (para não permitir cópia e extração de conteúdo, permitindo apenas impressão fraca) usando o padrão do Acrobat.


 Assinatura do (a) autor (a)

Data: 23/04/2014

¹ Neste caso o documento será embargado por até um ano a partir da data de defesa. A extensão deste prazo suscita justificativa junto à coordenação do curso. Os dados do documento não serão disponibilizados durante o período de embargo.

ELSIE ESTELA MORATOYA

**TRANSMISSÃO E VOLATILIDADE DE PREÇOS DAS *COMMODITIES*
AGRÍCOLAS: SOJA E MILHO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agronegócio – PPAGRO da Escola de Agronomia da Universidade Federal de Goiás – EA/ UFG, como requisito para obtenção do título de Mestre em Agronegócio.

Área de concentração: Sustentabilidade e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais.

Orientador: Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo

GOIÂNIA

2014

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

Moratoya, Elsie Estela.

M831t Transmissão e volatilidade de preços das *commodities* agrícolas [manuscrito]: Soja e milho / Elsie Estela Moratoya. – 2014.

xv, 88 f. : figs, tabs.

Orientador: Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Goiás,
Escola de Agronomia, 2014.

Bibliografia.

Inclui lista de figuras, abreviaturas, siglas e tabelas.

1. Soja – Transmissão de preços 2. Milho – Transmissão de preços 3. Soja – Transmissão de volatilidade 4. Milho – Transmissão de volatilidade 5. Agronegócio 6. Soja – Mercado internacional 7. Milho – Mercado internacional I. Título.

CDU: 633.15+633.34:338.433(81)



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIO –
PPAGRO**

Dissertação de Mestrado

**"TRANSMISSÃO E VOLATILIDADE DE PREÇOS DAS
COMMODITIES AGRÍCOLAS: SOJA E MILHO"**

ELSIE ESTELA MORATOYA

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação
em Agronegócio.

Aprovada por:

Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo
Orientador/Presidente/PPAGRO/EA/UFG

Prof. Dr. Odilon José de Oliveira Neto
Membro Externo/UFU

Prof. Dr. Cleyzer Adrian da Cunha
Membro Interno/PPAGRO/EA/UFG

Goiânia, 28 de fevereiro de 2014.

Dedicação

*A Deus por ter me dado esta oportunidade e suas bênçãos.
A minha irmã que me acompanha desde o céu.
A minha mãe que sempre me apoiou.*

Agradecimentos

Primeiramente, agradeço a Deus por ter me dado esta grande oportunidade. Sem ele, eu não estaria aqui e não teria concluído esse desafio. Obrigada por ele ser cuidadoso comigo e ter me guiado, estando sempre ao meu lado.

Ao querido Dr. Prof. Reginaldo, que além de compartilhar seu conhecimento, sempre teve paciência com o meu português e com minhas solicitações. Muito obrigada por toda a atenção e a motivação para ser melhor.

Agradeço a minha mãe por todo o apoio que me deu durante esses dois anos, por acreditar em mim e fazer tudo o possível para eu realizar o meu sonho.

Obrigada à Organização de Estados Americanos e o Grupo Coimbra de Universidades Brasileiras por ter oferecido esta oportunidade e ter me considerado entre tantos.

Agradeço ao Mike, que apesar de não ser meu pai, sempre estará em meu coração como o pai que eu nunca tive. Sem a ajuda dele em momentos ruins, eu não estaria aqui.

Agradeço a meu namorado Luciano Da Silva, por dar-me forças, por sua paciência e por toda a ajuda que me deu nos momentos mais difíceis.

Obrigada a todas as minhas colegas de mestrado, que desde o início me mostraram carinho e apoio; em especial, Gracielle, Weber, Sheila, Frankcione e Wemerson.

Aos professores do Programa de Pós Graduação em Agronegócio (Prof. Dr. Alcido, Prof. Dr. Cleyzer, Prof^a. Dra. Eliane e Prof^a. Dra. Sônia) pelos ensinamentos e paciência.

Aos amigos brasileiros e estrangeiros que cheguei a conhecer e, consequentemente, passei a ter grande carinho. Curtimos muitas viagens, churrascos, bate-papos, entre outros. A Sofia (portuguesa), Montse (mexicana), Nico e Lauri (argentinos), Kadu, Geovanni, entre muitos mais que não dá para listar.☺

Resumo

Este estudo apresenta uma análise empírica de transmissão de preços e de volatilidade nos preços da soja e do milho entre o mercado internacional, representado pela CBOT, e quatro mercados domésticos no Brasil: o Estado de Goiás, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul. Para isso, foram selecionados os preços diários da soja e do milho, para o período entre janeiro de 2008 e junho de 2013. Os preços foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados de Economia Aplicada e o Instituto de Economia Agrícola; em seguida, foram convertidos em retornos e logaritimizados para as análises. Posteriormente, foi feita uma análise preliminar dos preços nominais para avaliar o comportamento das séries temporais, em que foi verificada a estacionariedade de ordem (1) para todas as séries de preços. Foi também constatada uma alta correlação entre o mercado internacional e os mercados domésticos. O comovimento e a velocidade da transmissão dos preços foram estimados mediante o uso do teste de cointegração de Johansen e o modelo de correção de erros. Os resultados apontaram uma cointegração entre os mercados domésticos e o mercado internacional para as duas culturas. Os resultados empíricos dos testes para os preços da soja mostraram que o Estado do Rio Grande do Sul é o mercado que mais rapidamente se ajusta e se equilibra com os preços da CBOT, numa velocidade de 55%. Os preços da soja no Estado de Goiás se ajustam a uma velocidade de 40%, o de Mato Grosso a uma velocidade de 46%, e o Paraná a uma velocidade de 55%. Quanto aos preços do milho, o Estado de Goiás é o que mais rapidamente se equilibra com os preços da CBOT, com uma velocidade de 1,12%. Os preços do Mato Grosso se corrigem a uma velocidade de 0,67% e os mercados do Paraná e Rio Grande do Sul a uma velocidade de 0,83%. A análise empírica da transmissão de volatilidade foi estimada pelo uso do modelo GARCH-BECK triangular inferior. Os resultados para a soja apontam que o mercado do Estado de Goiás foi o único que não apresentou evidência de transmissão de volatilidade. Existência de transmissão de volatilidade foi encontrado da CBOT para Mato Grosso, do Paraná para CBOT, e bidirecional entre Rio Grande do Sul e CBOT. Além disso, os resultados da Função Resposta ao Impulso mostram que um choque do mercado internacional no mercado do Estado de Goiás não chega à estabilidade em um período de vinte e quatro meses. Os outros mercados domésticos mostraram uma tendência de se estabilizar, em média, a partir de vinte meses. No caso do milho, foram encontradas evidências de transmissão de volatilidade bidirecional nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, e transmissão unidirecional de Rio Grande do Sul para CBOT. A reação a um choque da CBOT mostra que a persistência do choque nos mercados domésticos leva, em média, dez dias para se estabilizar. Portanto, os resultados mostram que existe transmissão de preços e de volatilidade entre os mercados domésticos para os *commodities* analisados com a CBOT, além do que as novas informações dos próprios mercados possuem maior papel na volatilidade dos retornos que das informações da CBOT.

Palavras chave: Transmissão de preços, Transmissão de volatilidade, *Commodities*

Abstract

This study presents an empirical analysis of price and volatility transmission for soybean and corn prices, between an international market, represented by the Chicago Board of Trade, and four domestic markets in Brazil: State of Goiás, Mato Grosso, Paraná and Rio Grande do Sul. Daily soybean and corn prices were collected for the period January, 2008 to June 2013 from the Centre for Advanced Studies in Applied Economics and the Institute of Agricultural Economics in Brazil. Henceforth, returns for the nominal price series were calculated and logarithmized for a preliminary to assess the behavior of the series, in which all were found to be integrated of order (1). Furthermore, the international market and domestic markets were found to be highly correlated. Co-movement and price transmission speed for both crops in all domestic markets and international market were measured using the Johansen cointegration test and the error correction model. Empirical results for the soybean prices presented the state of Rio Grande do Sul as the market that more rapidly adjusts to international market prices, at a rate of speed of 55%. Soybean prices in the state of Goiás corrected at a rate of 40%, Mato Grosso at a rate of 46%, and Paraná at a rate of speed of 55%. In terms of corn prices, the state of Goiás was the first to arrive at equilibrium with those of CBOT, at a rate of speed of 1.12%. Corn prices in the state of Mato Grosso corrected at a rate of 0.67% and Paraná and Rio Grande do Sul at a rate of 0.83%. Volatility transmission was determined with the use of a lower triangular GARCH - BECK model and the Impulse Response Function. The results showed that, in the case of soybean prices, the state of Goiás was the only one that presents no evidence of volatility transmission. Evidence of volatility transmission was found from CBOT to Mato Grosso, Parana to CBOT and bi-directional transmission between CBOT and Parana. Furthermore, results of the impulse response function show that a shock in the international soybean prices on prices of the State of Goiás did not normalize within a period of twenty four months. Other domestic markets showed a tendency to stabilize on an average of twenty months. In the case of corn prices, evidence of bi-directional volatility transmission was found between CBOT prices and Goias, Mato Grosso and Parana. Volatility transmission was unidirectional for Rio Grande do Sul and CBOT. The reaction to a shock in prices in the international market showed that the persistence of the shock in the domestic markets lasted an average of ten days before normalizing. The results show that price and volatility transmission between the domestic markets for the commodities analyzed and CBOT do exist and new information within the individual markets play a bigger role on returns volatility than new information from CBOT.

Key-words: Price transmission, Volatility transmission, Commodities

Lista de Tabelas

Tabela 1 - Produção, importação, exportação e estoque final de soja - países selecionados (em mil toneladas métricas)	22
Tabela 2 - Produção, consumo e estoque final de milho - países selecionados (em mil toneladas métricas).....	24
Tabela 3 - <i>Ranking</i> da produção de soja (em toneladas).....	27
Tabela 4 - Quantidade produzida de milho (em toneladas)	28
Tabela 5 - Estatísticas descritivas para preços mensais da soja	57
Tabela 6 - Matriz de correlação para a soja.....	58
Tabela 7 - Teste de estacionariedade PP para a soja.....	58
Tabela 8 - Teste de estacionariedade KPSS para a soja.....	58
Tabela 9 - Estatísticas descritivas para preços diários de milho.....	61
Tabela 10 - Matriz de correlação do milho	62
Tabela 11 - Teste de estacionariedade PP para o milho	62
Tabela 12 - Teste de estacionariedade KPSS para o milho	62
Tabela 13 - Cointegração de Johansen para logaritmos dos preços mensais da soja	64
Tabela 14 - Coeficientes do MCE de Goiás (soja)	64
Tabela 15 - Coeficientes do MCE de Mato Grosso (soja)	65
Tabela 16 - Coeficientes do MCE do Paraná (soja)	65
Tabela 17 - Coeficientes do MCE do Rio Grande do Sul (soja)	66
Tabela 18 - Testes de causalidade de Granger para os mercados da soja	67
Tabela 19 - Cointegração de Johansen para logaritmos dos preços diários do milho	68
Tabela 20 - Coeficientes do MCE de Goiás (milho)	68
Tabela 21 - Coeficientes do MCE de Mato Grosso (milho)	69
Tabela 22 - Coeficientes do MCE do Paraná (milho)	69
Tabela 23 - Coeficientes do MCE do Rio Grande do Sul (milho)	70
Tabela 24 - Testes de causalidade de Granger para os mercados do milho	70
Tabela 25 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos mensais da soja – CBOT e Goiás	71

Tabela 26 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos mensais da soja – CBOT e Mato Grosso	74
Tabela 27 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos mensais da soja – CBOT e Paraná.....	76
Tabela 28 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos mensais da soja – CBOT e Rio Grande do Sul.....	78
Tabela 29 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos diários do milho – CBOT e Goiás	80
Tabela 30 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos diários do milho – CBOT e Mato Grosso	81
Tabela 31 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos diários do milho – CBOT e Paraná.....	83
Tabela 32 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos diários do milho – CBOT e Rio Grande do Sul.....	84

Lista de Figuras

Figura 1 - Evolução da área plantada de milho e soja no Brasil	25
Figura 2 - Evolução da produção de milho e soja no Brasil	26
Figura 3 - Comportamento dos preços e retornos mensais da soja (2008-2013)	56
Figura 4 - Comportamento dos preços e retornos diários do milho (2008-2013)	60
Figura 5 - Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Goiás	73
Figura 6 - Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Mato Grosso	75
Figura 7 - Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Paraná.....	77
Figura 8 - Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Rio Grande do Sul	79
Figura 9 - Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Goiás	80
Figura 10 - Resposta ao impulso nos retornos do milho – CBOT e Mato Grosso	82
Figura 11 - Resposta ao impulso nos retornos do milho – CBOT e Paraná.....	84
Figura 12 - Resposta ao impulso nos retornos do milho – CBOT e Rio Grande do Sul	85

Lista de Abreviaturas e Siglas

ADF – Dickey Fuller Aumentado

BEKK – Baba, Engle, Kraft e Kroner

CBOT – Chicago Board of Trade

CEPEA – Centros de estudos avançados em economia aplicada

CIDSE – *Coopération Internationale pour le Développement et la Solidarité*

EGARCH – GARCH Exponencial

ESALQ/USP – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” Universidade de São Paulo

FAO – Food and Agriculture Organization

FMI – Fundo Monetário Internacional

GARCH – Modelo autoregressivo generalizado de heterocedasticidade condicional

GDP – *Gross Domestic Product*

GJR – Glosten, Jagannathan, e Runkle

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IEA – Instituto de Economia Agrícola

KPSS – Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin

OECD – *Organisation for Economic Co-operation and Development*

PP – Philips e Perron

USDA – Departamento de Agricultura dos Estados Unidos

VAR – Vetor Autoregressivo

Sumário

1	Introdução.....	16
2	Caracterização dos Cenários da Soja e do Milho	21
2.1	Situação global da soja e do milho	21
2.1.1	A soja no cenário global	21
2.1.2	O milho no cenário global.....	23
2.2	O milho e a soja no Brasil.....	25
2.2.1	A soja no Brasil	26
2.2.2	O milho no Brasil	27
3	Referencial Teórico.....	29
3.1	Preços e mercados	29
3.2	Transmissão de preços.....	31
3.3	Transmissão de volatilidade.....	32
3.4	Estudos empíricos de transmissão de preços e transmissão de volatilidade:	36
4	Metodologia	40
4.1	Etapas Metodológicas:.....	40
4.2	Aspectos Computacionais	40
4.3	Fonte de dados.....	41
4.4	Análise Descritiva	43
4.4.1	Estatísticas Descritivas	43
4.4.2	Comportamento dos preços e retornos	43
4.4.3	Teste de estacionariedade das séries temporais	43
4.4.4	Teste de Philips-Perron.....	45
4.4.5	Teste de Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin.....	45
4.4.6	Matriz de Correlação	46
4.5	Transmissão de Preços.....	46
4.5.1	Modelos VAR (Vetores Autorregressivos).....	46
4.5.2	Teste de cointegração	47
4.5.3	Método de cointegração de Johansen	47
4.5.4	Modelo de Correção de erros vetoriais (VECM)	49

4.5.5	Teste de Causalidade	49
4.6	Transmissão de volatilidade	50
4.6.1	Modelo GARCH.....	50
4.6.2	Modelo GARCH Multivariado	50
4.6.3	ModeloBEKK	52
4.6.4	Função resposta ao impulso	53
5	Análises Descritivas	54
5.1	Soja	54
5.1.1	Comportamento dos preços e retornos	54
5.1.2	Estatísticas descritivas	57
5.1.3	Correlação entre os preços	57
5.1.4	Testes de estacionariedade	58
5.2	Milho.....	58
5.2.1	Comportamento dos preços e retornos	59
5.2.2	Estatísticas descritivas	61
5.2.3	Correlação entre os preços	61
5.2.4	Testes de estacionariedade	62
6	Resultados Empíricos – Transmissão de Preços.....	63
6.1	Soja	63
6.1.1	Teste de cointegração	63
6.1.2	Modelo de correção de erros.....	64
6.1.3	Causalidade de Granger	66
6.2	Milho.....	67
6.2.1	Teste de Cointegração de Johansen.....	67
6.2.2	Modelo de correção de erros.....	68
6.2.3	Causalidade de Granger	70
7	Resultados Empíricos – Transmissão de Volatilidade	71
7.1	Soja	71
7.1.1	CBOT-Goiás	71
7.1.2	CBOT-Mato Grosso	73
7.1.3	CBOT-Paraná.....	75
7.1.4	CBOT-Rio Grande do Sul.....	77
7.2	Milho.....	79
7.2.1	CBOT-Goiás	79

7.2.2	CBOT-Mato Grosso	81
7.2.3	CBOT-Paraná	82
7.2.4	CBOT-Rio Grande do Sul.....	84
8	Considerações Finais	86
	Referências Bibliográficas	87

1 Introdução

“A change in supply typically means a short-term change in price, but a change in demand typically means a change in the long term price.” Futures Magazine

O estudo da volatilidade e da transmissão de preços ganhou muita popularidade, especialmente nos últimos anos após a crise financeira de 2007-2008. Os preços das *commodities* foram afetados drasticamente nesses anos, assim como a volatilidade, deixando muitas instituições preocupadas, tais como a FAO (Food and Agriculture Organization) e o FMI (Fundo Monetário Internacional), que ficaram preocupados principalmente em relação aos países subdesenvolvidos.

Em estudo, o FMI (2011) relata a dependência dos países da América Latina das *commodities*; além disso, Brown *et. al* (2008) apresenta à volatilidade dos preços das *commodities* como um grande problema para os países subdesenvolvidos. Segundo esses autores, a alta volatilidade de preços dificulta o planejamento fiscal para os países em desenvolvimento e em especial para os produtores, o que pode causar instabilidade econômica. Neste momento, as *commodities* são ainda mais voláteis e essa volatilidade segue aumentando; no longo prazo, os preços das *commodities* têm aumentado progressivamente em relação aos produtos industrializados, causando problemas aos investimentos. Neste contexto, a tendência de comportamento dos preços agrícolas pode causar uma mudança no poder de mercado, e importante aos produtores, como aos investidores, uma situação perigosa, com alto risco e baixa rentabilidade.

Segundo CIDSE, 2011 (*Coopération Internationale pour le Développement et la Solidarité*) o grau de impacto da volatilidade de preços das *commodities* nos países em desenvolvimento depende da transmissão de preços dos mercados internacionais para os mercados locais, sendo que os países que já enfrentam dificuldades com a questão de volatilidade serão os mais afetados. De acordo com esse estudo, os picos dos preços não só afetam os compradores das *commodities*, mas também os pequenos agricultores, os quais não possuem capital suficiente para investimentos, nem contam com subsídios para enfrentar a imprevisibilidade do comportamento dos preços. Além de não poder prever os preços, os agricultores têm dificuldades em decidir como investir e o quanto produzir, produzindo ora excessos ora pequenas escalas, o que compromete a oferta no longo prazo.

Segundo a FAO (2009), em 2008 os preços das *commodities* básicas nos mercados internacionais, chegaram ao nível mais alto em trinta anos, com uma diminuição insignificante durante a crise financeira e recessão mundial, porém permaneceram com preços altos. Os países em desenvolvimento não aproveitaram os preços altos para fazerem investimentos, por razões como: informações não transmitidas aos produtores nesses países, acesso limitado aos insumos básicos, falta de tecnologia e de infraestrutura adequada, e falta de políticas públicas eficazes. Nesta conjuntura, Roache (2009) ressalta que os preços das *commodities* têm experimentado grandes flutuações desde meados da década de 1990, e essas mudanças têm causado complicações nas respostas políticas e nas decisões de investimentos e consumo.

Enquanto a sazonalidade e a volatilidade associadas às *commodities* representam, de um lado, um risco para o produtor, por outro podem permitir ganhos e atrair especuladores (MARQUES *et. al*, 1999).

Ao estudar as referências sobre a formação de preços, Marques *et.al* (1999) relatam que no caso do Brasil, estudos econométricos têm mostrado que os preços são formados no mercado internacional, o que obriga os produtores a aceitarem os preços compatíveis com o mercado externo. Os autores apresentam, mediante um exemplo, que os preços da soja são formados primeiro em Roterdã, os quais são transmitidos para a CBOT (Chicago Board of Trade) até chegar aos preços praticados no porto de Paranaguá no Brasil. Segundo Felipe e Durazno (2005), a inter-relação entre diferentes países e a integração entre mercados financeiros, faz com que informações geradas em um mercado influenciem outros mercados.

De acordo com Sakthivel *et.al* (2012), as informações a respeito da correlação e da transmissão de volatilidade entre mercados financeiros são importantes para os gestores de risco, para a decisão na composição de portfólios de investimentos e para a estabilidade no sistema financeiro global.

Segundo Mendes e Padilha (2007), ainda que o produtor seja um tomador de preços, é preciso entender o processo da formação de preços, pois é preciso antecipar e atuar de acordo com os movimentos de preços no mercado.

O entendimento dos mecanismos de transmissão ou *spillover* de volatilidade é importante por causa dos efeitos desses mecanismos nas políticas monetárias, alocações de recursos, análises de riscos, requerimentos de capital e avaliações de ações (FELIPE;

DIRANZO, 2005). Além disso, segundo os autores, enquanto os mercados internacionais tornam-se mais integrados, a informação que afeta um mercado será transmitida para os outros.

Segundo Trujillo-Barrera *et.al* (2012), os estudos têm identificado os seguintes fatores causadores de volatilidade: a desvalorização do dólar estadunidense, alterações nos níveis de estoque, baixo investimento na agricultura, crescimento econômico acelerado nos países em desenvolvimento, altos preços de energia e o uso de algumas *commodities* agrícolas para a produção de biocombustíveis. Nesta conjuntura, a transmissão de volatilidade acontece quando a volatilidade de preços de um mercado é transmitida ou afeta outro mercado.

As ligações entre os mercados e a volatilidade nos preços dentro deles criam incertezas para os participantes dos mercados e os formadores de decisões políticas (TRUJILLO-BARRERA *et. al*, 2012). Segundo o autor, os custos de transação também são afetados e uma vez aumentados torna-se mais complicado prever preços.

Embora os preços das *commodities* se comportem de maneira volátil, afetando produtores, investidores, consumidores e governos, é ainda mais evidente que essa volatilidade influencie outros mercados. Portanto, o estudo da transmissão de volatilidade dos preços se faz necessário, assim como o conhecimento da integração eo impacto e a direção da transmissão de volatilidade entre mercados domésticos e internacionais.

Com base nos estudos já mencionados e outros que serão abordados no desenvolvimento desta investigação, foi verificada a importância da análise da transmissão de preços e da transmissão de volatilidade de duas importantes *commodities* agrícolas brasileiras, mais especificamente, a soja e o milho.

Os mercados de soja e milho que fazem parte deste estudo compõem-se dos Estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul. Segundo o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (2012), o Brasil é o terceiro maior país produtor de milho do mundo. Destacaram-se os Estados do Paraná e Mato Grosso na safra 2011/2012, com 37,2% e 30,6% da produção nacional, respectivamente. Em relação à soja em grão, o Estado de Mato Grosso lidera a produção nacional com 29,2%, seguido pelo Estado do Paraná com 18,4%. Esses produtos, segundo o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento atingiram um alto índice de crescimento em exportações, o que amplia sua relevância no que tange a volatilidade dos preços no mercado doméstico e internacional, representados pelos

principais estados produtores no Brasil e o mercado de Chicago nos EUA (Estados Unidos Americanos), cujo preço é representado pelas cotações da CBOT.

No desenvolvimento deste trabalho, a pergunta principal é: Existe transmissão de preços e transmissão de volatilidade nos preços da soja e do milho entre o mercado internacional e os mercados domésticos? Caso tenha, a transmissão de volatilidade é simétrica ou assimétrica? Quais são os mercados domésticos analisados que sofrem a maior volatilidade da CBOT? Essas perguntas são analisadas também, com a finalidade de auxiliar os agentes de mercado na tomada de decisão. Não se pretende explicar como e o porquê dos preços se comportarem desse modo, mas sim, verificar o comportamento dos preços quanto à integração e a volatilidade. Portanto, o presente estudo pretende analisar o processo de transmissão de preços e a transmissão de volatilidade dos preços das *commodities* agrícolas, milho e soja, entre o mercado internacional, CBOT, e os mercados domésticos brasileiros, Goiás, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul para o período entre janeiro de 2008 e junho de 2013. Esses estados foram escolhidos pelas suas respectivas participações no mercado nacional dos grãos em destaque.

Este trabalho se divide em oito capítulos estruturados da seguinte forma: (1) introdução; (2) caracterização da produção agropecuária da soja e do milho; (3) referencial teórico e estudos empíricos; (4) metodologia; (5) análises estatísticas preliminares dos dados; (6) resultados empíricos da transmissão de preços; (7) resultados empíricos da transmissão de volatilidade e (8) considerações finais.

Neste primeiro capítulo foi apresentado um breve esboço do tema principal da pesquisa, perguntas e o problema, objetivos e justificativa para o desenvolvimento do trabalho. Também foi abordada a relevância do estudo para os principais atores econômicos: o investidor, o agricultor, o consumidor e o governo.

No capítulo dois, são apresentadas as características principais da soja e do milho, e o cenário mundial dessas *commodities*. Também é feita uma caracterização da produção nos Estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul, assim como a caracterização da produção nos EUA.

O capítulo três é composto pelo referencial teórico, em que são apresentadas as principais discussões teóricas a respeito do tema em estudo. Esse capítulo se divide em:

formação de preços e mercados, transmissão de preços, transmissão de volatilidade e, por último, estudos empíricos.

No capítulo quatro são elencados os procedimentos metodológicos realizados para o alcance dos objetivos da pesquisa e análise dos resultados. Nesse capítulo, encontram-se as fontes de dados, os testes estatísticos e os modelos aplicados.

No capítulo cinco são apresentados os resultados preliminares, incluindo-se as estatísticas descritivas e suas respectivas análises.

No sexto e sétimo capítulos são apresentados os resultados empíricos da transmissão de preços e da transmissão de volatilidade. Nele se apresentam as aplicações dos modelos usados para a análise da transmissão de preços e de volatilidade, o que contribuiu para o alcance dos objetivos do estudo. É comparada e medida a volatilidade nos mercados estudados e, assim, apresentados os diversos graus de riscos identificados.

No oitavo capítulo são feitas as considerações a respeito do que foi desenvolvido.

2 Caracterização dos Cenários da Soja e do Milho

O aumento na produção dos grãos e, consequentemente, o nível de competitividade do Brasil no mercado internacional se deve à expansão do agronegócio para o Centro-Oeste do país. Segundo Costa e Macêdo (2011), durante o período entre 1990/91 e 2010/2011 houve aumento de 334%. Esta produção foi responsável pelo aumento dos mercados destinados para exportação, com 186 mercados em 2000 e 215 em 2010. Devido a esse acontecimento, a dependência do Brasil aos países líderes de importações de grãos (Estados Unidos e União Europeia) diminuiu de 59% para 34%.

2.1 Situação global da soja e do milho

2.1.1 A soja no cenário global

Segundo a FAO (2012), a exportação de soja dos Estados Unidos aumentou durante os últimos 25 anos, porém a participação no mercado global diminuiu. Uma das razões estabelecidas foi o aumento da produção e das exportações do Brasil e da Argentina, visto que eles ocupam mais da metade da participação das exportações globais. Outra razão é o aumento da criação de animais que requerem o uso da soja. A FAO prevê ainda um aumento da participação no mercado global do Brasil e da Argentina na próxima década.

Quanto à demanda mundial, a China encontra-se como o quarto maior produtor de soja, mas devido ao alto consumo, destaca-se também como um dos maiores importadores da *commodity* (FAO, 2012). Portanto, a China hoje possui o lugar de maior importador dessa *commodity*, representando 65% das exportações brasileiras da soja.

A área de cultivo da soja no Brasil quase dobrou, pois, em 1994, era cerca de 11,7 milhões de hectares e, em 2003, chegou a ser em torno de 21,0 milhões de hectares. Segundo o USDA (2004, United States Department of Agriculture), a expansão da produção de soja no Brasil é influenciada pelo aumento da demanda mundial, abundância de terras aráveis, avanços na genética e financiamento agrícola. Além disso, como o país possui um dos mais baixos custos na produção de soja de alta qualidade, encontra-se numa posição favorável para atender à crescente demanda mundial.

Segundo relatório do USDA (2014), a produção mundial da soja tem aumentado devido às colheitas dos EUA e Brasil. As exportações aumentaram em 544.000 toneladas, o

que é atribuído às vendas significativas para a China. Embora as exportações dos EUA sejam em grande volume, o USDA prevê um aumento na competição por causa do incremento em exportações da América do Sul e a previsão de outra safra recorde nesses países. Dentre as perspectivas para o ano comercial 2013/14 dos EUA, as produções mundiais de soja se mantêm estáveis devido à safra maior no Brasil e no Paraguai, enquanto países como Canadá, China, Rússia e EUA sofrerão uma diminuição na produção. É importante mencionar que as exportações de soja da Argentina acontecem depois dos outros países, já que os produtores desse país conservam estoques visando melhores retornos.

Na Tabela 1, são apresentados dados da produção, importação, exportação e estoque final da soja, para os anos comerciais 2009/10 até 2013/14. Os dados do Brasil apresentam crescimento notável, tanto na produção como nas exportações. Além disso, pode-se observar que, nos anos 2012/13 e a previsão de 2013/14, o Brasil ultrapassou as exportações dos EUA. Ainda mais significativa é o aumento nas importações da China. Embora as importações nesse país tenham aumentado, a produção não se comportou da mesma forma.

Tabela 1- Produção, importação, exportação e estoque final da soja - países selecionados (em mil toneladas métricas)

	2009/10	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14 Jan.
Produção da soja					
Mundo	260.403	263.924	239.152	268.270	286.828
Estados Unidos	91.417	90.605	84.192	82.561	89.507
Brasil	69.000	75.300	66.500	82.000	89.000
Argentina	54.500	49.000	40.100	49.300	54.500
China	14.980	15.100	14.480	13.050	12.200
Índia	9.700	9.800	11.000	11.500	11.800
Paraguai	6.462	7.128	4.043	9.367	9.000
Importação da soja					
Mundo	86.841	88/821	93.426	95.174	105.195
China	50.338	52/339	59.231	59.865	69.000
União Europeia	12.683	12.472	12.070	12.397	12.300
México	3.523	3.498	3.606	3.350	3.650
Japão	3.401	2.917	2.759	2.865	2.860
Exportação da soja					
Mundo	91.437	91.700	92.270	99.849	109.317
Brasil	28.578	29.951	36.315	41.904	44.000
Estados Unidos	40.798	40.957	37.150	35.913	40.687
Argentina	13.088	9.205	7.368	7.738	9.700
Paraguai	4.070	5.226	3.574	5.500	5.500
Canadá	2.247	2.943	2.932	3.487	3.530

	2009/10	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14 Jan.
Estoque final					
Mundo	62.199	71.796	55.149	60.550	72.335
Argentina	22.277	22.872	18.100	24.400	29.200
Brasil	17.480	23.636	12.916	15.927	20.700
China	13.259	14.558	15.924	12.393	13.713
Estados Unidos	4.106	5.852	4.610	3.826	4.091

Fonte: Adaptado do USDA - Foreign Agricultural Service (Oilseeds: World Markets and trade)

2.1.2 O milho no cenário global

O EUA é o maior produtor e exportador de milho, e tem nesta uma grande importância no contexto das *commodities* agrícolas que compõem a balança comercial desse país. Esta representou mais de 12% das exportações agrícolas em 2008 (USDA, 2013).

Segundo a USDA (2013), a produção de milho nos Estados Unidos aumentou devido ao melhoramento tecnológico das sementes, máquinas e fertilizante, além das técnicas de produção. O milho é usado de diversas formas – para consumo alimentar, tanto para os humanos como para os animais. Outros produtos industriais derivados do milho são: óleo, bebidas, adoçantes e mais recentemente, a utilização para a produção de etanol. Porém, a demanda de milho para tal finalidade causou o aumento de seus preços e produção. Segundo o CIDSE (2011), 40% da produção de milho são usados para a indústria de biocombustível. Para aumentar a produção de milho, os produtores substituíram em parte a produção da soja.

Além dos Estados Unidos liderarem o comércio de milho, suas exportações são aproximadamente 15% da demanda total. De acordo com o USDA (2013), a baixa taxa dessa exportação significa que os preços do milho são determinados pelo consumo e demanda no próprio mercado americano, fazendo com que o resto do mundo tenha que seguir os preços dos Estados Unidos, uma vez que os preços e abastecimento dependem do clima desse país.

Argentina e China disputam o segundo lugar na exportação de milho, mas a Argentina espera a safra dos Estados Unidos antes de realizar o plantio do grão e, conseqüentemente, tenta aliviar uma safra baixa. Outros países como Brasil, Ucrânia, Romênia e África do Sul também exportam em grande quantidade, se os preços internacionais estiverem atraentes. Os maiores importadores de milho são: o Japão - pelo alto consumo para alimentação de animais, o país compra esse produto pela alta qualidade; a Coreia do Sul compra a preços mais baratos; e o México, que precisa para alimentação da população (USDA, 2013).

Na Tabela 2, são apresentados os países que mais produzem e consomem milho no mundo. Embora os Estados Unidos sejam os maiores produtores de milho, a China é o maior consumidor dessa *commodity*; contudo, a maior parte da produção atende ao mercado interno, sendo necessário inclusive a importação para atender a demanda interna.

Tabela 2- Produção, consumo e estoque final do milho - países selecionados (em mil toneladas métricas)

	2009/10	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14 Jul.
Produção do milho					
Mundo	824.168	831.679	883.252	855.048	959.835
Estados Unidos	332.549	316.165	313.949	273.832	354.346
China	163.974	177.245	192.780	205.600	211.000
Brasil	56.100	57.400	73.000	77.000	72.000
União Europeia	59.147	58.265	68.089	58.539	65.625
Argentina	25.000	25.200	21.000	26.500	27.000
Consumo do milho					
Mundo	825.868	849.498	879.108	863.904	932.430
China	165.000	180.000	188.000	207.000	224.000
União Europeia	61.300	64.900	69.200	69.000	70.000
Brasil	47.000	49.500	50.500	53.000	54.000
México	30.200	29.500	29.000	27.700	29.000
Estoque final					
Mundo	146.098	128.279	132.423	123.567	150.972
Estados Unidos	43.380	28.644	25.122	18.526	49.769
China	51.302	49.415	59.335	60.885	54.835
Brasil	9.989	10.276	9.210	12.010	12.810

Fonte: Adaptado do USDA - Foreign Agricultural Service (Grain: World Markets and trade)

Segundo o relatório do USDA (2014), o comércio mundial de milho tem diminuído por causa da redução da demanda chinesa. Porém, as cotações dos Estados Unidos também foram afetadas negativamente devido aos cancelamentos das exportações para a China e aos níveis de estoques no país. Segundo o relatório, a partir do mês de dezembro, as cotações dos Estados Unidos encontraram-se abaixo das cotações da América do Sul. Em julho de 2013, os preços sofreram uma queda acentuada, colocando os preços abaixo dos preços de Paranaguá, Brasil e Argentina. Além dos preços, para o ano comercial 2013/14, as exportações também têm sofrido, pois segundo o relatório, a quantidade exportada da Argentina sofreu uma queda de dois milhões de toneladas, enquanto o Brasil aumentou em 500.000 toneladas.

2.2 O milho e a soja no Brasil

Com uma produção baixa durante os primeiros nove meses de 2012 e crescimento somente nos últimos meses desse ano, o agronegócio mostrou uma queda de 1,89% no PIB (Produto Interno Bruto) do agronegócio brasileiro. Parte desse cenário se deve ao recuo provocado pelas incertezas na safra de grãos e nos preços (CEPEA, 2013).

Além do fato de a produção agrícola no Brasil ter aumentado ao longo do tempo, é preciso observar a evolução da área plantada e a produção da soja e do milho. Como mostrado nas Figuras 1 e 2, a área plantada desde 1976 até 2013 da soja e do milho tem evoluído de forma crescente, porém, a área plantada da soja é significativamente maior. A partir do ano de 1997, a área plantada da soja ultrapassou a do milho e a produção de soja sobrepôs-se a do milho a partir do ano de 2001. Mesmo assim, deve-se observar que a área plantada do milho não foi aumentada da mesma forma que a da soja; portanto, a produção dessas culturas é competitiva.

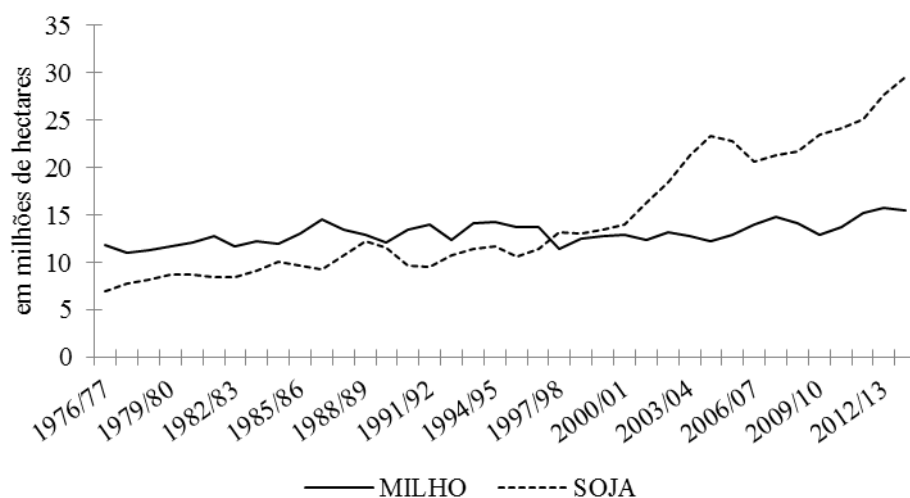


Figura 1 - Evolução da área plantada de milho e soja no Brasil
Fonte: Elaborado com dados da CONAB (2013)

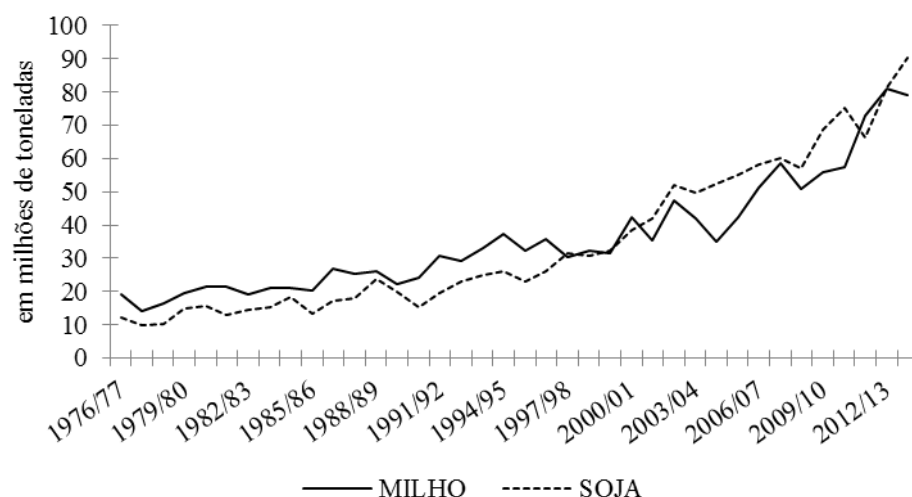


Figura 2 - Evolução da produção de milho e soja no Brasil
Fonte: Elaborado com dados da CONAB (2013)

2.2.1 A soja no Brasil

O EUA é o maior produtor da soja, seguido pelo Brasil e a Argentina. A soja é uma das *commodities* mais produzidas no Brasil, com destaque para os Estados do Paraná, Mato Grosso, Rio Grande do Sul e Goiás.

Segundo Marques *et. al* (1999), a maior parte da produção brasileira de soja concentra-se nos Estados do Paraná, Mato Grosso, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul, Goiás, São Paulo, Minas Gerais, Bahia, Santa Catarina e Maranhão. A soja geralmente é colhida nos meses de janeiro a maio, com o pico em abril. O início da colheita se dá nos Estados do Norte, e segue na direção ao Sul do País – isso, devido às diferenças no solo e clima nas regiões.

Dados do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2010) mostram que nesse ano, as toneladas da soja produzidas tiveram um aumento de 19,9% em relação ao ano anterior, com 68.756.343 toneladas. No entanto, o valor da produção diminuiu e isso pode ser atribuído às cotações internacionais e a valorização do real, conforme dados do IBGE. Esse acontecimento fez com que os ganhos do produtor brasileiro fossem reduzidos (IBGE, 2010). Porém, em relação ao valor total da produção agrícola, a soja representou a maior participação, com 24,2% das 64 culturas pesquisadas pelo instituto, além de ter sofrido redução nos preços. O Instituto apresenta a soja como responsável por mais de 1/3 da área total cultivada no Brasil e o aumento da produtividade da soja devido ao clima e aumento dos investimentos.

A partir de dados do IBGE (2013), a Tabela 3 mostra o *ranking* da produção estadual da soja e sua evolução ao longo do tempo.

Tabela 3- *Ranking* da produção da soja (em toneladas)

Estados	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Mato Grosso	15.594.221	15.275.087	17.802.976	17.962.819	18.787.783	20.800.544
Paraná	9.362.901	11.876.790	11.800.466	9.408.991	14.091.829	15.457.911
Rio Grande do Sul	7.559.291	9.929.005	7.679.939	8.025.322	10.480.026	11.717.548
Goiás	6.017.719	5.937.727	6.604.805	6.809.187	7.252.926	7.703.982
Mato Grosso do Sul	4.153.542	4.846.031	4.570.771	4.046.223	5.340.462	5.079.581
Minas Gerais	2.453.975	2.417.996	2.566.350	2.751.431	2.902.464	2.940.857
São Paulo	1.648.100	1.243.833	1.446.108	1.327.105	1.412.934	1.271.437

Fonte: Adaptado do IBGE, Banco de dados (SIDRA) 2013

2.2.2 O milho no Brasil

A produção de milho no Brasil acontece em duas safras – a primeira inicia-se com o plantio em setembro com colheita em março, e a segunda safra é plantada em janeiro/fevereiro, depois da colheita da soja. A produção da segunda safra representa 55% do total produzido, com 40% da produção ocorrendo no Estado de Mato Grosso; os maiores produtores da primeira safra são os Estados de Minas Gerais e do Paraná. O USDA espera que a segunda safra de milho no Brasil para 2013/14 seja semelhante à safra 2012/13, e espera-se, ainda, uma diminuição nos preços internacionais e, portanto, menor ênfase na produção desse produto.

Segundo o USDA (2013), a produção do milho no Brasil para o período 2012/13 é estimada em 76 milhões de toneladas, três milhões a mais que o ano 2011/12, resultado do clima e índice de chuvas em áreas com grande produção, como o Estado de Mato Grosso.

O aumento na produção de milho foi maior que o aumento da área plantada, o que ajudou no incremento de quase 19 milhões de toneladas (57,4 milhões de toneladas em 2010/11) entre o período 2010/11 e 2012/13. Esse resultado colocou o Brasil como maior exportador de milho, ultrapassando os Estados Unidos no comércio 2012/13 (USDA, 2013).

A Tabela 4 mostra a evolução da quantidade produzida de milho entre 2006 e 2011, em que é possível observar que os maiores produtores de milho de segunda safra encontram-se no Centro-Oeste, com quantidades que têm aumentado ao longo do tempo. Embora, a maior produção para o mercado brasileiro ocorra na primeira safra, é evidente que a segunda safra dobrou entre o período 2006 e 2011.

Tabela 4- Quantidade produzida de milho (em toneladas)

Regiões	Safras	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Brasil	1 ^a	31.484.724	37.657.511	39.828.794	30.704.594	29.852.461	33.487.760
	2 ^a	11.176.953	14.454.706	19.104.553	16.367.488	21.567.840	22.172.475
São Paulo	1 ^a	37.879.00	3.354.909	3.709.953	-	-	2.640.524
	2 ^a	590.480	835.664	971.224	-	-	722.031
Paraná	1 ^a	7.678.289	8.638.097	9.661.705	6.840.252	6.782.177	6.111.573
	2 ^a	3.561.698	5.619.989	5.951.737	4.447.626	6.784.919	6.361.147
Rio Grande do Sul	1 ^a	4.528.143	5.969.118	5.231.885	4.186.862	5.633.912	5.772.422
Mato Grosso	1 ^a	503.288	2.269.428	784.184	439.350	522.039	339.078
	2 ^a	3.725.135	3.860.654	7.015.229	7.742.559	7.642.234	7.424.864
Goiás	1 ^a	2.324.423	3.030.465	3.767.080	3.187.737	2.646.697	2.640.701
	2 ^a	972.770	1.125.134	1.334.463	1.793.097	2.112.316	3.102.921

Fonte: Adaptado do IBGE (SIDRA) 2013

3 Referencial Teórico

3.1 Preços e mercados

A formação de preços de mercado pode ser diretamente ligada às condições de oferta e demanda; além dos processos de troca ser uma variável importante no mercado, o preço se destaca como a variável mais importante do mercado (MENDES e PADILHA, 2007).

Segundo Costa e Macêdo (2011), os fundamentos de mercado e a relação forte entre a oferta e a demanda causou inflação nos preços em países como a China, em que chegou a atingir 13,4% em 2011. A elevação de preços afetou a demanda de produtos alimentícios causados por fatores como o crescimento da população, a urbanização da China, o aumento no GDP desse país, as mudanças no consumo alimentar, o aumento em salários e a baixa disponibilidade de terra para produção. Para Vasconcellos *et. al* (2011), fatores que influenciaram o incremento em preços de produtos alimentícios foram a especulação nos mercados futuros e o aumento da demanda em um tempo de baixa oferta de grãos.

Para Marques *et. al* (1999), é importante conhecer as forças de mercado, pois elas dão origem tanto à formação de preços agropecuários como sua transmissão e instabilidade. Segundo o autor, é difícil para os produtores ajustarem suas produções às alterações do mercado e fatores como as mudanças climáticas, pragas e doenças tornam ainda mais difíceis à tarefa de prever produção e preços agrícolas.

As flutuações de preços constituem risco para os produtores e detentores de *commodities*, confrontando-se com a decisão de se comercializar ou armazenar o produto até chegar aos melhores preços (MARQUES *et. al*, 1999). Os preços de *commodities* são difíceis de prever e a existência de mercados futuros, além das cotações que ocorrem nesse mercado, ajuda a diminuir esse risco. Eles protegem das possíveis flutuações dos preços, pela característica de poder forma-los.

Devido à crise alimentar, a necessidade de manter estoques em nível local, regional e nacional ficou ainda mais urgente para auxiliar na limitação de volatilidade de preços e especulação (CIDSE, 2011). Além disso, existe uma relação forte entre os níveis de estoque e de volatilidade de preços, já que estoques muito baixos produzem aumentos nos preços e na

volatilidade. As reservas ajudam a limitar a volatilidade dos preços agrícolas entre os períodos de boas e más colheitas.

É necessário entender as características que diferenciam os produtos agropecuários dos outros bens e serviços, para poder entender a formação dos preços (MARQUES *et. al*, 1999). Estas são:

- a) Homogeneidade
- b) São chamadas *commodities* pelo fato de que não são comercializadas como produtos diferenciados, em que a qualidade é muito importante para a diferenciação;
- c) São produzidos em grandes volumes;
- d) Geralmente são produtos perecíveis;
- e) Sua produção é sazonal;
- f) A produção depende de clima, solos, tradições, localização geográfica, tamanho da unidade produtiva, entre outros fatores;
- g) É difícil ajustar a produção no que diz respeito às necessidades da demanda, pois as condições de mercado podem ter se modificado. Os preços são determinados pelas forças da demanda e da oferta;
- h) Existe um alto grau de competitividade, precisando normalmente que os produtores se organizem em associações ou cooperativas.

Segundo Marques *et. al* (1999), no estudo do comportamento de preços, pode-se estudar a tendência, o ciclo e a sazonalidade. A tendência refere-se à observação em determinar se a série histórica dos preços possuem uma trajetória alta de queda ou estável. Embora os ciclos sejam flutuantes em períodos maiores que um ano, refletem o comportamento do produtor dentro do mercado e as variações nas ofertas dos produtos. A sazonalidade é caracterizada por fatores como o movimento dos preços nos tempos da safra e entressafra, nas estações do ano e hábitos de consumo dos consumidores – sendo característico dos produtores receberem preços mais baixos durante períodos de safra e maiores durante entressafra.

Para Marques *et. al* (1999), se destacam quatro tipos de mercados:

1. Mercado físico ou disponível – no mercado físico são negociados produtos pela troca de dinheiro;

2. Mercado a termo – esse tipo de mercado inclui um contrato no qual o produtor acerta a venda e a consequente entrega do produto ainda não disponível, num preço combinado;
3. Mercado Futuro – ao contrário do contrato a termo, o contrato futuro é uma forma em que é obrigatória a venda e a entrega de uma determinada quantidade e qualidade de produtos, num preço ajustado no pregão;
4. Mercado de Opções – nesse mercado, paga-se certo valor para ter o direito em escolher uma determinada ação no mercado, não sendo uma obrigação.

3.2 Transmissão de preços

Na medida em que um preço sofre um choque em um momento e afeta a outro, pode ser determinado se existe arbitragem nessa mudança de preço. Quando uma transmissão é vista como completa, pode-se dizer que existe um mercado eficiente; portanto, o estudo do grau da transmissão de preços pode responder a pergunta sobre se o mercado funciona de forma eficiente e previsível com os sinais dos preços transmitidos de forma consistente entre os diferentes mercados (CONFORTI, 2004).

Para FAO (2010), a transmissão de preços é afetada pelas variações da demanda e oferta de um mercado e como afetam os preços em outro mercado. A comercialização conduz os preços dos mercados domésticos a eventualmente se equilibrarem com os preços dos mercados internacionais e a chegarem à transmissão completa. Portanto, a diferença nos preços domésticos com os preços do mercado internacional deve ser puramente atribuída aos custos de transporte, políticas, preferencias do consumidor e competitividade.

Segundo a FAO (2010), ao analisar a transmissão de preços é quase impossível quantificar o extremo em que os preços são transmitidos. Embora existam modelos econométricos para analisar a relação entre os preços, o que se estabelece é o seguinte:

1. Comovimento: nesse caso, estabelece-se a relação de longo prazo dos preços. Se os mercados são integrados mediante a comercialização de produtos, as mudanças de um mercado irá afetar o outro mercado. No curto prazo, os preços podem se afastar, já que é possível que os preços num mercado não sejam transmitidos rapidamente para outro mercado. No longo prazo, as forças de mercado fazem que os choques sejam estabilizados;

2. Velocidade de ajustamento: o equilíbrio no longo prazo é muito importante para a avaliação da transmissão de preços. No entanto, os ajustamentos nos preços ocorrem mais rápidos em mercados grandes e eficientes, e, nos mercados de países em desenvolvimento, os ajustes ocorrem em períodos mais largos.

A transmissão de preços influi na volatilidade dos preços e é medida pela elasticidade da transmissão - a variação percentual do preço de um mercado em relação a outro mercado. Num mercado perfeitamente competitivo, a transmissão de preço seria perfeita e a elasticidade seria igual a um, indicando que um aumento (ou o contrário) num mercado é refletido em outro mercado. Varian (2003) define um mercado perfeitamente competitivo como aquele em que cada agente no mercado não tem que se preocupar com os preços de venda, já que terá que vender ao preço vigente no mercado, o que o caracteriza como um tomador de preço. Nesse tipo de mercado existem produtos homogêneos (caracterizados como: sem variação de qualidade e perfeitamente substitutos), não existe poder de mercado, a informação é simétrica, não existem barreiras à negociação ou impostos e não possuem custos de transação ou transporte.

Alexandri (2011) explica que a transmissão de preços agrícolas não é perfeita. Na realidade, ainda que uma mudança nos preços seja transmitida a todos os níveis, a amplitude vai variar em cada nível. Segundo a autora, a variação é por causa das características dos produtos agrícolas.

Em estudo, a FAO (2010) verificou a transmissão dos sinais de preços do milho entre a África oriental e a do Sul com o mercado internacional; o grupo utilizou o modelo de cointegração para a determinação de relação de longo prazo, ou seja, se existe comovimento nos dois mercados. O resultado sugeriu que existe relação de longo prazo entre os dois mercados, no qual o mercado internacional afeta os preços do mercado doméstico. O tempo de ajustamento foi de sete a oito meses.

3.3 Transmissão de volatilidade

Taylor (2005) define volatilidade de preços como o desvio padrão na mudança do logaritmo de um preço, ou seja, refere-se à taxa a qual os preços mudam. Quando existe mais informação, incerteza e negociações, os preços tendem a mudar mais rápido do que quando existe tranquilidade nos mercados. Esse autor também apresenta os diferentes tipos de volatilidade (realizada, condicional, estocástica e implícita). Segundo o autor, a volatilidade

aumenta durante tempos de crise e começa adiminuir ao longo do tempo; fatores macroeconômicos como inflação, emprego e produto interno bruto afetam a volatilidade em um mercado.

Segundo Tsay (2010), a volatilidade desempenha um papel muito importante nas decisões de opções de preços e gestão de riscos e é o estudo da evolução da variação condicional no tempo. FAO e OECD (2010) apresentaram a definição de volatilidade como a medida de variação no preço de um período para outro (de $t-1$ para t). Neste trabalho, é considerada a variação nos preços de *commodities* no espaço de tempo. Se a variação de um período ($t-1$) para t é grande, então existe um alto grau de volatilidade e os retornos refletirão na variação extrema dos preços. Se não existe volatilidade ($P_t - P_{t-1} = 0$), então não existe variação nos retornos ($R_t = 0$).

A volatilidade realizada (também volatilidade histórica ou *ex-post*) é a volatilidade medida (ou desvio padrão) nos retornos passados ou séries históricas (TAYLOR, 2005). Segundo Tothova (2011), a volatilidade realizada é a volatilidade observada no passado, refletindo os movimentos dos preços e a resolução dos fatores de demanda e consumo. Taylor (2005) definiu a volatilidade condicional, como sendo o desvio padrão do retorno futuro que é condicional e baseado na informação dos retornos passados; o processo estocástico de volatilidade é uma não constância, na qual se precisa analisar a mudança de volatilidade ao longo do tempo. Por último, a volatilidade implícita é um valor calculado, baseado nos preços de opções (TAYLOR, 2005). Segundo Tothova (2011), essa última depende da percepção e expectativa do mercado enquanto ao movimento dos preços, sendo mais ligadas às condições de mercado.

Segundo Enders (2004), uma característica dos preços de ativos é que as notícias “más” provocam um efeito maior na volatilidade que as notícias “boas”. Para esse autor, a volatilidade tem uma tendência a diminuir quando os retornos aumentam e a aumentar quando os retornos diminuem, efeito chamado *leverage effect* ou efeito de alavancagem.

Quando existe alta volatilidade, em que as variações são grandes e estocásticas, surge o problema de maiores riscos (de preços ou rendimento) em que se encontram os produtores, consumidores e governos. Se a volatilidade é baixa, então existe baixo nível de risco. De acordo com Tothova (2011), a volatilidade é necessária para o bom funcionamento do mercado, pois sem ela o mercado ficaria estagnado. Segundo a autora, os aumentos dos preços constituem benefícios para países exportadores, refletindo na balança de pagamentos

do país. As variações nos preços aumentam o valor das *commodities* para os países importadores, sendo isso benéfico para o país exportador, produtores e vendedores desse país. Entretanto, isso ocorre em detrimento para os consumidores do país importador, devido ao aumento dos preços e posteriormente a aquisição de produtos necessários. No entanto, os produtores e investidores preocupam-se com as variações, em especial quando não possuem ferramentas para combater os riscos associados.

Os mercados de *commodities* são caracterizados por seu alto grau de volatilidade, o qual pode ser explicado primeiramente por causas provenientes da natureza, como são o clima e as pragas. Em seguida, pode ser explicado em relação à elasticidade da demanda e oferta. Nesse último caso, existe baixa elasticidade de preços na demanda e isso implica baixa elasticidade na oferta no curto prazo. Para chegar a um equilíbrio no mercado novamente, as variações precisam ser de alto grau. A terceira explicação encontra-se na produção da mesma – produtos agrícolas (as *commodities*) são sazonais, o que contribui para o desequilíbrio na oferta no curto prazo, até completar o ciclo da produção. Durante esse tempo de ajuste, as variabilidades dos preços aumentam (PEREIRA *et. al apud* Swaray, 2002).

A volatilidade refere-se à dispersão dos preços num componente determinístico, que pode ter constante, tendência e sazonalidade (OTT, 2011). Segundo o autor, a maioria da literatura sobre volatilidade dos preços de *commodities* centra-se nos retornos por causa de duas razões. Uma razão se encontra na facilidade em não considerar as tendências e/ou estocásticas. A outra razão encontra-se no fato de que a maioria dos investidores se interessa pelos retornos e os riscos associados a estes. Porém, os produtores e consumidores são os mais afetados pela volatilidade ao nível dos preços. Os produtores se preocupam em determinar qual é o melhor preço que irá garantir retornos positivos e os riscos associados ao preço previsto.

Uma das mais recentes causas de volatilidade de preços das *commodities* agrícolas tem sido provocada pela variação dos preços do petróleo e a introdução de biocombustíveis - o etanol, derivado do milho, e o biodiesel, derivado da soja. Segundo Yang *et. al* (2008), 38% dos preços internacionais do milho foram atribuídos ao biocombustível durante o período 2005-2008 e para os preços da soja foram 22%.

O estudo de Nazlioglu *et. al* (2012) comprova a relação entre a volatilidade dos preços de petróleo e os preços de *commodities* agrícolas como milho, soja, açúcar e trigo. Os autores procuram identificar a estrutura do mecanismo encarregado de transmitir a volatilidade e os

resultados demonstraram evidências de uma integração entre os preços do biocombustível e *commodities* agrícolas.

Segundo a FAO (2010), as causas da volatilidade são influenciadas por:

- a) Políticas de estabilização do comércio e preço – incluem proibições de exportações e de quotas, fatores que proíbem a transmissão de preços.
- b) A intervenção do governo nos estoques – isso afeta o abastecimento dos produtos.
- c) Altos custos de transporte e *marketing* – nos países em desenvolvimento, infraestrutura deficiente e transporte aumentaram os preços de entrega, proibindo arbitragem. Embora, esses custos não passassem dos mercados internacionais para os domésticos, causando que os produtores e consumidores não sejam preparados a enfrentar as flutuações no suprimento e demanda.
- d) Mercados não competitivos – o poder de mercado impede a livre passagem dos preços.
- e) Preferências dos consumidores – consumidores às vezes não são dispostos a substituir alguns produtos por outros.
- f) Mudanças climáticas – afetam a produção e, conseqüentemente, o suprimento de produtos.
- g) Informação de preços – em muitos países a comercialização é feita usando informação (preços) formada no mercado futuro como referência na formação de preços para os mercados domésticos.

Herve (2012) mede a volatilidade nos preços de grãos como trigo, milho e soja e apresenta os fatores que influenciam a volatilidade; segundo o autor, a maioria dos estudos centraliza-se na volatilidade dos retornos e riscos para evitar a tendência determinística ou estocástica dos preços. No entanto, os produtores e consumidores são mais preocupados com a volatilidade no nível dos preços, ou seja, o melhor preço com melhores retornos e menores riscos. O estudo mostrou que os fatores que influenciam a volatilidade dependem do tipo de volatilidade e foram identificadas as volatilidades: intranual, interanual e a condicional. Os resultados demonstram que o fator que teve maior influência na volatilidade intranual foi o de estoque, com os fatores macroeconômicos desempenhando menor papel. No entanto, na volatilidade interanual, foram os fatores macroeconômicos que mais influenciaram; a competição e volume de comércio internacional foram as forças de volatilidade condicional.

No estudo de Roache (2009), o autor usa o modelo de GARCH para analisar seis *commodities*, dentre os quais foram testados o milho e a soja para os anos entre 1875 e 2009.

Os preços usados foram os dos maiores mercados nos Estados Unidos para cada produto, adquiridos de Dados Financeiros Globais e FMI. O autor explora o que causa a volatilidade nos preços de produtos agrícolas e a que nível os fatores macroeconômicos e aqueles fatores característicos das *commodities* causaram essas mudanças. A inflação nos Estados Unidos e a variação na taxa de câmbio do dólar americano foram os que mais provocaram volatilidade dos preços dos produtos analisados.

3.4 Estudos empíricos de transmissão de preços e transmissão de volatilidade:

No tocante ao estudo da transmissão de preços, identifica-se a pesquisa feita sobre a elasticidade da transmissão nos preços da soja entre o Porto de Roterdã e o Brasil durante o período de julho 1994 e setembro 2000. Margarido *et.al* (2001), mostraram o total da transmissão no longo prazo das variações nos preços e nas taxas de câmbio de Roterdã para o Brasil. No curto prazo, a soja demonstrou mais sensibilidade às demandas em nível mundial do que as taxas de câmbio. No entanto, as taxas de câmbio causaram altas oscilações nos preços da soja no Brasil, em menor magnitude que as variações dos preços. O estudo identificou o Brasil como um tomador de preços no mercado internacional para essa *commodity*, concluindo que a transmissão fora elástica.

Conforti (2004) fez um estudo sobre a transmissão de preços de *commodities* para vários países, no qual foi testado a soja, carne bovina e milho, dentre outras. O estudo mostra um alto grau de transmissão entre Brasil e os preços do mundo, em especial a soja por causa da alta representatividade que tal país possui nesse produto. O grau da transmissão não se mostrou igual aos preços domésticos. No entanto, a transmissão vertical entre os produtores, atacado e varejo nos países estudados apresentou-se mais alto que a transmissão das mudanças nos preços de referência mundiais. Além disso, o estudo mostra que a transmissão é mais completa e ocorre mais rápido nos produtos cereais que nos de origem animal.

No estudo de Sakthivel *et.al* (2012), foram utilizados dados semanais e índices dos cinco maiores mercados (Estados Unidos, Reino Unido, Japão, Austrália e Índia) para a análise da correlação e transmissão de volatilidade entre mercados de ações. As técnicas utilizadas foram os testes de ADF (Dickey Fuller Aumentado) e Philips-Perron (PP) para realizar o teste de raiz unitária, o método de cointegração de Johansen, e VEC (modelos de correção de erros vetoriais) para mostrar a relação no longo prazo entre as variáveis e o tempo

de ajuste até chegar a equilíbrio. Um modelo GARCH bivariado foi usado para estabelecer a relação entre as variâncias e covariâncias entre duas ações. Os resultados desse estudo demonstram que existe relação de longo prazo entre os índices de preços nos mercados internacionais, com a transmissão ocorrendo entre Estados Unidos e Japão à Índia. Foi encontrada transmissão de volatilidade bidirecional entre os mercados estadunidenses e a Índia, enquanto os mercados de Japão e Estados Unidos lideram os outros mercados e transmitem a volatilidade para outros mercados.

Outro estudo de relevância para nossa pesquisa é a de Hamao *et. al* (1990), em que os autores exploram o grau de preços da abertura num mercado que influencia os preços de outro mercado no dia seguinte e estabelecem a relação positiva de volatilidade de preços e sua transmissão para outros mercados. Ao usar o modelo GARCH-M (1,1), os resultados mostram a existência de volatilidade e assimetria na volatilidade transmitida entre os mercados analisados, nesse caso, a bolsa de valores de Nova York, Japão, Tokyo e Londres. A transmissão foi identificada entre o mercado estadunidense e Londres ao mercado japonês.

Xiao e Dhesi (2010) usaram o método BEKK para analisar índices de ações de quatro mercados durante o período de 5 de janeiro, 2004 a 1 de outubro, 2009. O trabalho explora a relação entre os mercados europeus e os Estados Unidos usando um modelo multivariado de GARCH, o modelo BEKK. Os resultados mostraram que existe transmissão de volatilidade significativa e assimétrica entre os mercados internacionais, sendo o mercado do Reino Unido responsável para a transmissão de volatilidade entre os países europeus, e o S&P500, o responsável por transmitir a volatilidade aos mercados europeus e estadunidenses.

De acordo com Chinzara e Aziakpono (2009), para melhor entender a transmissão dos retornos e a volatilidade, é importante primeiro analisar as dinâmicas do mercado e o mecanismo que provoca a transmissão nos mercados, propondo o uso do modelo VAR (Vetor Auto regressivo) para a análise da transmissão. Os autores usam esse modelo para medir a transmissão de volatilidade entre o mercado da África do Sul e os mercados internacionais - China, Austrália, Alemanha, Japão, Reino Unido e Estados Unidos estabelecem *linkages* usando dados diários para o período 1995-2007. Eles também usaram as funções Resposta ao Impulso e Decomposição da Variância para medir o impacto de uma variável nas outras variáveis no futuro. Os modelos usados para analisar a volatilidade em cada mercado foram os modelos GARCH, EGARCH e GJR GARCH. Resultados da análise indicaram a existência de *linkages* entre o mercado da África do Sul e alguns mercados, sendo Austrália,

Estados Unidos e China que afetam as variações nos retornos e volatilidade na África do Sul. Também foi encontrada evidência de *leverage effects* e assimetria na volatilidade de todos os mercados.

Yonis (2011) explora a existência da transmissão de volatilidade entre Estados Unidos e África do Sul, usando os preços diários dos mercados da bolsa de valores de Nova York e de Johannesburg, desde abril de 2005 até maio de 2011. Os modelos utilizados foram um modelo VAR e MA-GARCH BEKK (1,1) bivariado e sem restrições para capturar a transmissão de volatilidade e a transmissão dos retornos entre os dois mercados. Os resultados comprovaram que a transmissão dos retornos é unidirecional, da bolsa de valores de Nova York para a África do sul. Quanto à transmissão de volatilidade, os mercados parecem ser mais afetados por choques no próprio mercado do que de outro mercado. No mesmo, o estudo comprova que existe transmissão de informação unidirecional, acertando que os mercados desenvolvidos impactam significativamente aqueles mercados em desenvolvimento.

No estudo de Sok-Gee *et. al* (2010), o modelo EGARCH multivariado foi utilizado para encontrar evidência da transmissão entre mercados de cinco países asiáticos e uma das maiores bolsa de valores dos Estados Unidos e Japão. Os autores analisaram o período de março de 1999 até dezembro de 2007, usando preços diários de retornos. Entre os resultados, foram encontrados que os países asiáticos são afetados significativamente, tanto por eles mesmos como por outros países asiáticos e os mercados internacionais. O mercado estadunidense foi identificado como a que mais afeta os cinco países em comparação ao do Japão. Além disso, dentre os cinco países em questão, Filipinas e Tailândia aparentam ser mais sensíveis aos movimentos de mercados externos.

Outro estudo sobre a transmissão de volatilidade é a de Li e Giles (2013), em que se analisa a relação entre seis bolsas de valores dos mercados Asiáticos emergentes (China, Índia, Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia) e dois países já desenvolvidos (Estados Unidos e Japão). O modelo usado foi o de GARCH-BEKK (1,1), um modelo assimétrico, para examinar os choques e a transmissão de volatilidade entre os países estudados durante janeiro de 1993 até dezembro de 2012, usando preços diários. O estudo, tendo as crises em conta, resultou em evidências de que os choques passados afetam os mercados de países emergentes, ainda mais que nos mercados já estabelecidos. Ocorre uma transmissão

unidirecional dos choques entre a bolsa de valores estadunidense para a do Japão, mas a transmissão dos Estados Unidos afetava mais aos mercados emergentes.

Por último, o estudo de Raghavan e Dark (2008) utilizou um modelo VAR bivariado sem restrições BEKK-GARCH (1,1), para identificar a presença da transmissão dos retornos e de volatilidade entre dois mercados – mercado de taxa de câmbio de moeda e o *Australian All Ordinaries Index* (AOI). Entre os resultados encontra-se a presença da transmissão dos retornos entre o dólar americano/australiano ao AOI. No que reporta a transmissão de volatilidade foi encontrada evidência de transmissão unidirecional da taxa de câmbio dólar/australiano ao AOI, mas sem transmissão do AOI à taxa de câmbio dólar/australiano.

4 Metodologia

As variáveis fluxo e estoque são dois tipos de variáveis encontrados na economia; a primeira mede a velocidade em que os produtos são consumidos ou com qual riqueza é adquirida (WANG, 2003). Em nosso estudo, a velocidade medida é a velocidade da transmissão de preços e da transmissão de volatilidade nas *commodities* soja e milho do mercado internacional para o mercado doméstico. A segunda variável mede o grau de aquisição durante um período. Este trabalho pretende, portanto, medir o grau em que se dá a transmissão de preços e transmissão de volatilidade. Essa classificação de variáveis entre fluxo e estoque dá origem às características de estacionariedade e não-estacionariedade. Antes de estabelecer relações entre as variáveis em questão, devem-se determinar as características individuais das séries, mediante o uso de diferentes modelos econométricos, os quais serão desenvolvidos neste capítulo.

4.1 Etapas Metodológicas:

Para o cumprimento dos objetivos, o trabalho segue as seguintes etapas:

- a) Levantamento das séries temporais de preços para cada mercado e objeto deste estudo;
- b) Análise de estatísticas preliminares que inclui a análise gráfica, estatística descritiva e correlação linear;
- c) Verificação da existência ou não de estacionariedade mediante o uso dos testes de Philips e Perron e KPSS;
- d) Análise da cointegração para verificar a transmissão entre os preços com o uso do modelo de cointegração de Johansen e consequentemente, o uso do modelo de correção de erros (VEC);
- e) Identificação da direção de causalidade usando o teste de causalidade de Granger;
- f) Cálculo do grau e direção da resposta ao choque de um mercado a um choque em outro mercado usando os modelos GARCH-BEKK e a Função da Resposta ao Impulso.

4.2 Aspectos Computacionais

Foram usados softwares para os testes estatísticos, análises, estimação e modelagem dos dados. Os testes de raiz unitária, correlação, cointegração, causalidade, resíduos e

construção dos gráficos foram feitos usando o programa econométrico de E-views 7,0. Para analisar a transmissão de preços e a transmissão de volatilidade foi usado o modelo multivariado GARCH-BEKK utilizando o software WINRATS.

4.3 Fonte de dados

Os dados necessários para o cumprimento dos objetivos são: preços históricos de milho e soja nos Estados de Goiás, Mato Grosso, Rio Grande do Sul, Paraná e os preços formados no mercado futuro da CBOT. Os preços domésticos foram obtidos nos *sites*: Instituto de Economia Agrícola e Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – ESALQ/USP (CEPEA). A ESALQ fornece preços para milho amarelo semiduro do tipo 2 e soja, com unidade de medida de 60kg a saca, em reais por saca. O IEA (Instituto de Economia Agrícola) fornece os preços de fechamento de contratos de compra e venda comercializados em Bolsas de Mercadoria e Futuros, do qual foi adquirido os preços internacionais. Eles consultam os preços nos sistemas *on-line* diariamente.

Foram utilizadas séries históricas de preços diários para o período entre janeiro de 2008 e junho de 2013. Além dos preços da CBOT, os preços dos quatro Estados domésticos analisados foram adquiridos para as principais praças produtoras:

- 1) Goiás (Rio Verde);
- 2) Mato Grosso (Sorriso);
- 3) Rio Grande do Sul (Passo Fundo);
- 4) Paraná (Paranaguá).

Foram obtidas 1.371 cotações diárias para cada mercado, ou seja, um total de 6.855 dados.

Segundo Taylor (2005), para a análise de séries temporais, os preços diários são de maior utilidade já que possuem informação que as séries semanais ou mensais não possuem. Essa informação adicional aumenta a eficiência dos testes de hipótese, melhora as estimações de volatilidade e é essencial para a avaliação no comércio. Segundo o autor, estudos passados mostraram que o número de observações a serem usadas na análise de séries temporais é melhor quando se usa pelo menos quatro anos de preços diários, mas recomenda-se o uso de oito ou mais anos se for possível. Além disso, os melhores preços a serem usados são dos tipos de *closing price* (preço de fechamento), o que pode ser o *bid price* (preço de compra),

ask price (preço de venda), ou o último preço do dia, e é recomendado que todos os preços usados sejam de um tempo constante para evitar a correlação espúria (TAYLOR, 2005).

Para Chinzara e Aziakpono (2009), dados diários são mais preferíveis que dados de baixa frequência já que capturam melhor as interações do dia; devido à reação imediata dos mercados financeiros a novas informações, o uso de dados de menor frequência distorce as reações dos mercados. O uso de preços diários também podem apresentar problemas como os dias não comercializáveis ou dias de férias. Esses autores, ao analisarem vários mercados, resolveram esse problema, eliminando aqueles dias não compatíveis. Neste caso, o uso de uma grande quantidade de dados não afetaram os resultados. Outro problema existente é o horário da negociação dos mercados. Sendo que os mercados operam em diferentes horários, em especial quando analisam os preços de mercados internacionais com o mercado doméstico, podem ocorrer implicações na interpretação dos resultados.

Neste trabalho, pretende-se analisar a volatilidade condicional com o uso de dados adquiridos na bolsa de mercado, nos preços da CBOT, pela referência internacional que possuem. Segundo Tothova (2011), as cotações de preços do mercado futuro são as melhores, pois fornecem um fluxo constante de preços diários, embora os preços a vista incluam custos de transporte, o que já é, por si só, volátil, o que influencia os resultados.

Os preços a vista coletados para os Estados de Paraná, Mato Grosso, Rio Grande do Sul e Goiás foram os preços médios recebidos pelos produtores desses Estados. Os preços internacionais do milho são os preços adquiridos no mercado futuro, na hora de fechamento, em centavos de dólar por *bushel*, que é uma medida baseada em 56 libras de peso ou 25,401 quilogramas. Os preços internacionais da soja no mercado futuro, na hora de fechamento são apresentados em centavos de dólar por *bushel*, contendo 60 libras de peso ou 27,216 quilogramas. Devido aos preços serem em dólar, os dados disponíveis em reais foi convertido ao dólar, para o qual foram usadas as cotações do real/dólar à venda disponibilizado pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA). Os dados também foram convertidos em sacas de 60 quilogramas para concordar com os dados disponíveis no Brasil.

Segundo Li e Giles (2013), é preferível não trabalhar com preços originais e, sim, convertê-los em retornos e/ou logaritmos. Num exemplo, Pyndick e Rubinfeld (2004) mostram que dados transformados por logaritmos reduzem a dependência dos níveis de variância ao longo do tempo de uma série. Portanto, depois da conversão, foram encontrados os logaritmos dos preços, os quais são usados para as análises de cointegração. Para as

análises dos modelos, foram usados os retornos dos preços, calculados em percentagens de retornos, adquiridos mediante a multiplicação das primeiras diferenças dos logaritmos neperiano por 100.

$$r_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) * 100 \quad (1)$$

Em que r_t é o retorno em tempo t ; $\ln$ é o logaritmo neperiano, P_t é o valor do preço no tempo t e P_{t-1} é o preço na primeira defasagem.

4.4 Análise Descritiva

4.4.1 Estatísticas Descritivas

Para Fernandes (2009), a estatística descritiva é a primeira fase da análise de dados e deve ser precedida do uso de gráficos e cálculos que servem para entender o comportamento da série – a frequência e a variabilidade. As seguintes estatísticas foram usadas na análise descritiva: média, mediana, valor máximo, valor mínimo, desvio padrão, assimetria, curtose e Jarque-Bera.

As últimas três estatísticas ajudam no teste de normalidade de distribuição dos dados, verificando se os dados observados das séries estimadas são iguais aos esperados.

4.4.2 Comportamento dos preços e retornos

O comportamento da série temporal foi o primeiro a serem analisados para cada produto, em cada região e entre os dois países objetos de estudo, mediante uma análise gráfica. Isso permitiu mostrar o comportamento dos preços, o que ajudou na análise de volatilidade. O agrupamento (ou *clustering*) das séries também foi observado.

4.4.3 Teste de estacionariedade das séries temporais

A não estacionariedade em séries temporais e a tendência são relacionadas com as características de longo prazo dos dados econômicos e financeiros. A variação no curto prazo, em geral, é estacionária e chamada de ciclos (WANG, 2003). Segundo o autor, séries econômicas possuem uma combinação de ciclos e tendências. Além disso, um choque em uma série estacionária pode provocar um efeito temporário que desaparece gradualmente, sem

afetar a série num futuro distante. Ao contrário, uma série não estacionária, com um choque, pode mudar permanentemente a trajetória da série.

Para Pindyck e Rubinfeld (2004), poucas séries temporais são estacionárias e podem ser diferenciadas uma ou mais vezes para se tornarem estacionárias. A constatação de estacionariedade em séries temporais é o mesmo que testar a existência de raiz unitária (WANG, 2003). Porém, foi testada a existência de estacionariedade (ou $I(0)$ – Integradas de Ordem zero) nas séries de preços, ou seja, que testará se existe raiz unitária ou não.

O teste da raiz unitária será usado para analisar o comportamento das séries consideradas, a ordem e sua integração. Se é estacionária em nível, então é integrada de ordem 0 ou $I(0)$; se é preciso diferenciar a série para atingir a estacionariedade, então é integrada a ordem n ou $I(n)$. Quando o processo estocástico mudar com o tempo, é considerado não estacionário; se é fixo no tempo, a série é estacionária.

De acordo com Pindyck e Rubinfeld (2004), o processo é estacionário se a distribuição conjunta e a distribuição condicional não variam em relação ao deslocamento do tempo. Se a média e a covariância permanecerem constantes no tempo, então, pode-se dizer que a série é estacionária. Segundo esses autores:

Se a série y_t é estacionária, a média da série é definida como:

$$\mu_y = E(y_t) \quad (2)$$

tem de ser estacionária de modo que $E(y_t) = E(y_{t+m})$, para qualquer t e m .

A variância da série,

$$\sigma_y^2 = E[(y_t - \mu_y)^2] \quad (3)$$

E também tem que ser estacionária, de modo que:

$$E[(y_t - \mu_y)^2] = E[(y_{t+m} - \mu_y)^2] \quad (4)$$

Além disso, para qualquer defasagem k , a covariância,

$$\gamma_k = Cov(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)] \quad (5)$$

Dada à importância desses testes, foram usados dois testes para comparar e provar a estacionariedade; os dois testes usados são o teste Philips e Perron (PP) e o teste KPSS de Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (1992), utilizando o software Eviews7. Segue uma breve descrição dos testes.

4.4.4 Teste de Philips-Perron

O teste PP é usado para a determinação da existência de raiz unitária nas séries temporais. A hipótese nula é que a série contém raiz unitária e é, portanto, não estacionária. A hipótese alternativa significa que a série foi gerada por um processo estacionário.

A estatística t do teste PP é calculada na seguinte equação:

$$t = \sqrt{\frac{r_0}{h_0}} t_\theta - \frac{(h_0 - r_0)}{2h_0\sigma} \sigma_\theta \quad (6)$$

Em que:

$$h_0 = r_0 + 2 \sum_{\tau=1}^M \left(1 - \frac{j}{T}\right) r_j \quad (7)$$

onde Δy_t é o espectro de Δy_t na frequência zero, r_t é a função de autocorrelação na defasagem j ; t_θ é a estatística t de θ , σ_θ é o erro padrão de θ , e θ é o erro padrão da regressão. h_0 é a variância de m -períodos de séries diferenciadas, $y_t - y_{t-M}$ enquanto r_0 é a variância de um período diferenciado, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

4.4.5 Teste de Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin

O teste KPSS foi introduzido em 1992, sendo que é conhecido como uma alternativa ao teste aumentado de Dickey-Fuller (ou ADF, 1981) e PP, já que ao contrário desses testes, se aceita a estacionariedade como a hipótese nula numa série temporal, ou seja, que não existe raiz unitária. Segundo Wang (2003), essa hipótese nula, de ter raiz unitária no teste ADF ou PP, tende a rejeitar a estacionariedade e, portanto, estudos têm utilizado o KPSS para confirmar estacionariedade em séries temporais.

A hipótese nula é de a série ser estacionária em $H_0: y_t \sim I(0)$ e a hipótese alternativa sendo não estacionária $H_1: y_t \sim I(1)$

4.4.6 Matriz de Correlação

A correlação é uma forma de mensurar a dependência linear das variáveis, denotado por ρ e $-1 \leq \rho \leq 1$. Um coeficiente de correlação positiva indica que as variáveis se movimentam na mesma direção, já uma negativa indica que elas se movem em direções opostas.

4.5 Transmissão de Preços

4.5.1 Modelos VAR (Vetores Autorregressivos)

O modelo VAR é um modelo de sistemas de regressão que considera mais de uma variável como dependente ou endógena (BROOKS, 2002). Entre as vantagens dos modelos VAR encontra-se o fato de que não é preciso a identificação das variáveis como endógenas ou exógenas, pois todas são consideradas endógenas. Outra vantagem é que o modelo permite uma melhor estrutura já que é possível capturar mais detalhes dos dados. O autor relata que o uso de modelos VAR é até melhor que outros modelos tradicionais. Uma das desvantagens é que o modelo não precisa, em si, fundamentação econômica e a interpretação dos coeficientes pode ser difícil. Como um dos requisitos, além de que as séries devam ser estacionárias, alguns autores argumentam que as séries não deveriam ser diferenciadas, já que pode causar discrepâncias na relação no longo prazo entre as variáveis (BROOKS, 2002).

Segundo Diebold (1998) os modelos VAR permitem dinâmicas das variáveis cruzadas. Cada variável possui relação com seu próprio passado e com o passado das outras variáveis. A seguir, y_1 e y_2 representam duas variáveis:

$$y_{1,t} = \vartheta_{11}y_{1,t-1} + \vartheta_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1,t} \quad (8)$$

$$y_{2,t} = \vartheta_{21}y_{1,t-1} + \vartheta_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \quad (9)$$

Nota-se que cada variável depende de um choque da outra variável e um choque dela mesmo. Como os erros também podem ser correlacionados, um choque numa equação pode

causar um choque na outra equação. Com a seguinte estrutura da variância-covariância, a não correlação também pode ocorrer, quando $\sigma_{12} = 0$:

$$cov(\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}) = \sigma_{12} \quad (10)$$

4.5.2 Teste de cointegração

Podem existir fatores comuns entre duas ou mais séries temporais que, ao combinarem, podem ou não ocasionar efeitos, em que as séries possuem fatores que individualmente não existiriam. A possibilidade da tendência semelhante entre duas séries tem que ser testada para concluir se existe ou não cointegração (WANG, 2003). Segundo o autor, o teste de cointegração é o mais importante desenvolvimento no estudo de séries temporais no último quarto de século e os maiores testes de cointegração são: o método de Engle-Granger (1987) e de Johansen (1988). Neste estudo, foi usado o teste de cointegração de Johansen (1988).

4.5.3 Método de cointegração de Johansen

O método de cointegração de Johansen estabelece a existência ou não da relação no longo prazo entre as variáveis. Segundo Enders (2004), o método de Johansen sugere começar com um modelo de vetores autoregressivos (VAR) para a seleção do número apropriado de defasagens e a utilização dos critérios Akaike (AIC) e Schwarz (SC) para estimar o modelo de correção de erros e o *ranking* das matrizes dos parâmetros. O sistema de cointegração é testado usando os Testes Traço e de Máximo Autovalor. Para a aplicação do teste, as seguintes condições têm que ser cumpridas:

1. O processo estocástico não estacionário em nível, o I(0);
2. Todas as variáveis (as séries) são integradas de ordem 1, I(1).

$$Q_r = -N \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (11)$$

Em que: Q_r é a estatística *traço*; N é o número de observações; K é o número de variáveis, e λ_i o máximo autovalor. Se as estatísticas de traço e o máximo autovalor forem maiores que

os valores críticos, existe cointegração e as variáveis se alteram conjuntamente no longo prazo.

O método de cointegração de Johansen analisa as restrições impostas pela cointegração em um modelo VAR:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Em que: y_t é uma dimensão k de vetores de variáveis, que são $I(1)$. A_i , $i = 1 \dots p$ é a matriz do coeficiente e ε_t é a dimensão k do vetor dos resíduos. Diminuindo y_{t-1} dos dois lados da equação chega-se em:

$$\nabla y_t = \mu + \pi y_{t-1} + r_t \Delta y_{t-1} + \dots + r_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Em que:

$$r = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad (14)$$

e:

$$r_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (15)$$

Na equação 13 somente πy_{t-1} se encontra em nível e as relações de cointegração dependem da propriedade da matriz π . πy_{t-1} precisa ser integrada de ordem zero $I(0)$ ou com y_t estacionário. Surgem três situações:

- 1) $\pi = \alpha\beta'$ tem um ranking $0 < r < k$;
- 2) $\pi = \alpha\beta'$ tem um ranking igual à zero ($r = 0$); e
- 3) $\pi = \alpha\beta'$ tem um ranking completo ($r > 0$).

Na situação (1), α e β são de matrizes $k \times r$ e tem um *ranking* de r . Existem r quantidades de vetores de cointegração $\beta' y_t$ que são estacionárias de ordem zero. A estacionariedade de $\beta' y_t$ implica uma relação no longo prazo com y_t . $\beta' y_t$ também são

chamados de termos de correção de erros, no qual o desvio das variáveis nos vetores de cointegração de equilíbrio atinge equilíbrio no curto prazo. Portanto, a Equação 13 é chamada de um modelo VAR com MCE (modelo de correção de erros).

4.5.4 Modelo de Correção de erros vetoriais (VECM)

Um modelo VEC é um VAR com restrição que possui restrições de cointegração, o que permite o uso de séries não estacionárias que são cointegradas. A especificação do VEC restringe o comportamento no longo prazo das variáveis endógenas a se convergirem às relações de cointegração e ainda permite as dinâmicas do comportamento no curto prazo. O termo de cointegração é conhecido como o termo de correção de erro devido à habilidade das variáveis se corrigirem ao equilíbrio no longo prazo.

Ao considerar duas variáveis com um vetor de cointegração, a equação de cointegração é:

$$Y_{2,t} = \beta \gamma_{1,t} \quad (16)$$

e o VEC é

$$\Delta y_{1,t} = \gamma_1 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \quad (17)$$

$$\Delta y_{2,t} = \gamma_2 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t} \quad (18)$$

Quando γ_1 é zero, existe equilíbrio no longo prazo. Se γ_1 e γ_2 são diferentes de zero, as variáveis mudaram do equilíbrio no longo prazo e cada variável se ajusta parcialmente até atingir o equilíbrio. Portanto, os coeficientes γ_1 e γ_2 medem a velocidade do ajuste.

4.5.5 Teste de Causalidade

O teste de causalidade de Granger parte do pressuposto de que o futuro não causa o presente ou o passado. Se o evento A ocorre depois do evento B, então, sabe-se que A não pode causar B. Também se pode considerar o uso da palavra “preceder” em vez de causar. No teste de causalidade de Granger, é verificada a hipótese nula de que uma variável não ajuda a prever a outra. O teste F ajuda a determinar se os valores defasados de X são suficientemente significativos para o poder explicativo da primeira regressão (Pindyck;

Rubinfeld, 2004). Segundo os autores, a estatística F é usada para testar se o grupo de coeficientes é significativamente diferente de zero, o que determina ou rejeita a hipótese que X não causa Y.

4.6 Transmissão de volatilidade

Segundo Chinzara e Aziakpono (2009), dados financeiros são caracterizados pelo excesso de volatilidade, pelo agrupamento de volatilidade e efeitos multiplicadores, que precisam de modelos de volatilidade para capturar suas propriedades.

De acordo com Felipe e Diranzo (2005), existem seis metodologias populares na literatura para a análise das inter-relações entre mercados financeiros: correlação cruzada, os modelos VAR, modelos de cointegração, modelos de GARCH, modelos de mudanças de regime e modelos de volatilidade estocástica, sendo os três últimos mais focados no estudo de transmissão de volatilidade.

4.6.1 Modelo GARCH

Um modelo exponencial GARCH (modelo generalizado autorregressivo condicional com heterocedasticidade) é uma extensão do modelo ARCH (p,q) proposto por Engle (1982) e mede a assimetria na volatilidade. Os modelos de GARCH multivariados são úteis para a análise da transmissão da volatilidade e as trajetórias entre dois ou mais mercados financeiros (WANG, 2003).

Os modelos GARCH permitem diferenciar as ondas de calor (*heatwaves*) e as chuvas de meteoros, efeitos introduzidos pelo Engle *et. al* (1990); a hipótese é que as ondas de calor representa a ideia de que as fontes de volatilidade são específicas de um país e as chuvas de meteoros relacionam-se com a ideia de que um choque é transmitido entre diferentes mercados, países ou regiões (FELIPE e DIRANZO, 2005).

4.6.2 Modelo GARCH Multivariado

O uso de modelos GARCH multivariados surgiu a partir do fato de que os modelos univariados ignoram a possibilidade de causalidade de volatilidade entre duas séries e a covariância entre elas (FELIPE e DIRANZO, 2005). Segundo os autores, a forma mais efetiva na estimação de interação na volatilidade de N quantidades de séries é a estimação de

um modelo GARCH multivariado, com variâncias e covariâncias simultaneamente estimadas, usando a estatística de máxima verossimilhança.

Os modelos multivariados são úteis para a seleção de portfólios, alocação de recursos, de análises do valor de risco de múltiplos bens (TSAY, 2010). Pode-se empregar o seguinte conceito:

$$r_t = \mu_t + a_t \quad (19)$$

Em que: $\mu_t = E\left(\frac{r_t}{F_{t-1}}\right)$ é igual ao valor esperado condicional de r_t , dado a informação passada de F_{t-1} e $a_t = (a_{1t}, \dots, a_{kt})$ é o choque da série no tempo t .

Com a dificuldade de aplicar o GARCH multivariado em mais de duas variáveis, emprega-se o modelo bivariado (somente duas variáveis) com a matriz da forma:

$$\gamma_t = \varepsilon_t \quad \text{e} \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

$$\text{Em que os vetores } \gamma_t = [\gamma_{1,t}, \gamma_{2,t}]' \text{ e } \varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}]' \quad (20)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22t} \end{bmatrix} \quad (21)$$

É da matriz de covariância que surge o modelo que será usado neste trabalho: a de BEKK (parametrização positiva definitiva, nomeado pelos autores Baba, Engle, Kraft e Kroner, 1990). Para Felipe e Diranzo (2005), os modelos multivariados mais usados são: o de VEC, Diagonal, BEKK, e representações CCC. O modelo BEKK não requeira o cálculo de muitos parâmetros como o VEC. Segundo os autores, o modelo VEC precisa do cálculo de 21 parâmetros no caso da análise bivariada e requer certos requisitos para assegurar um H_t positivo. O modelo Diagonal também contém restrições para um H_t positivo e, além disso, assume que as variâncias individuais condicionais e as covariâncias dependeram de suas próprias defasagens e resíduos quadrados e da perda de informações entre as variâncias e covariâncias. Portanto, o modelo BEKK é utilizado para a análise da transmissão de volatilidade.

4.6.3 ModeloBEKK

A especificação do modelo BEKK tem a seguinte forma:

$$H_t = C_0' C_0 + A_i' \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A + B_j' H_{t-j} B_j \quad (22)$$

Em que: H_t é a volatilidade condicional do modelo BEKK, C é uma matriz triangular que respem ao constante e $\varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}'$ são os erros quadrados, A_i é a matriz dos parâmetros ARCH e B_j são matrizes de parâmetros GARCH.

Segundo Wang (2003), uma das mais importantes características desse modelo é que permite as variâncias condicionais e as covariâncias das séries temporais influenciarem-se mutuamente. A mais importante é que garante que as matrizes de covariância sejam positivas, além do mais, sob condições fracas e sob algumas restrições não lineares em A_i e B_j . A equação e a representação VECM podem até serem iguais.

Para identificar o modo como o mercado internacional interage com os mercados domésticos, foi considerada a Equação 22 nos seguintes vetores, sendo c o mercado independente (CBOT) e g (Goiás), m (Mato Grosso), p (Paraná), e r (Rio Grande do Sul) os mercados dependentes. No desenvolvimento do trabalho são analisadas as relações individuais dos mercados domésticos com o mercado internacional. Conforme o sistema da equação 23:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} H_{cc,t} & H_{cg,t} \\ H_{gc,t} & H_{gg,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} C_{cc,0} & C_{cg,0} \\ C_{gc,0} & C_{gg,0} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} A_{cc,1} & A_{cg,1} \\ A_{gc,1} & A_{gg,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A_{cc,1} & A_{cg,1} \\ A_{gc,1} & A_{gg,1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} B_{cc,1} & B_{cg,1} \\ B_{gc,1} & B_{gg,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{cc,t-1} & h_{cg,t-1} \\ h_{gc,t-1} & h_{gg,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_{cc,1} & B_{cg,1} \\ B_{gc,1} & B_{gg,1} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (23)$$

Com essa equação pode-se analisar as fontes de incertezas e os efeitos dos choques. A multiplicação das matrizes leva às seguintes equações:

$$H_{cc,t} = C_{cc,0} + (A_{cc,1}^2 \varepsilon_{c,t-1}^2 + 2A_{cc,1} A_{gc,1} \varepsilon_{c,t-1} \varepsilon_{g,t-1} + A_{gc,1}^2 \varepsilon_{g,t-1}^2) \quad (24)$$

$$\begin{aligned}
& +(B_{cc,1}^2 H_{cc,t-1} + 2B_{cc,1} B_{gc,1} H_{cg,t-1} + B_{gc,1}^2 H_{gg,t-1}) \\
H_{gg,t} = & C_{gg,0} + (A_{cg,1}^2 \varepsilon_{c,t-1}^2 + 2A_{cg,1} A_{gg,1} \varepsilon_{c,t-1} \varepsilon_{g,t-1} + A_{gg,1}^2 \varepsilon_{g,t-1}^2 \\
& + (B_{cg,1}^2 H_{cc,t-1} + 2B_{cg,1} B_{gg,1} H_{cg,t-1} + B_{gg,1}^2 H_{gg,t-1})
\end{aligned} \tag{25}$$

Em que: $H_{cc,t}$ e $H_{gg,t}$ são volatilidades condicionais idiossincráticos da CBOT (c) e Goiás (g).

Segundo Wang (2003), esse modelo é apropriado para investigar a transmissão de volatilidade entre dois mercados financeiros. Enquanto $A_{cc,1}$ e $A_{gg,1}$ representam os efeitos da nova informação na incerteza futura da mesma série; $A_{gc,1}$ e $A_{cg,1}$ representam os efeitos cruzados. Embora se $A_{cc,1}$ e $A_{gc,1}$ possuem sinais diferentes, os choques com diferentes sinais nas duas séries aumentam a incerteza do futuro na primeira série. De forma similar, se $A_{cg,1}$ e $A_{gg,1}$ possuem sinais diferentes, a volatilidade da segunda série pode aumentar se os sinais dos dois choques são diferentes (WANG, 2003).

4.6.4 Função resposta ao impulso

A análise da função resposta ao impulso ajuda na determinação da resposta da variável dependente aos choques dos outras variáveis no modelo VAR. Neste trabalho, a análise irá determinar o sinal, a magnitude e a persistência das respostas de um mercado aos choques nos outros mercados.

De acordo com Wang (2003), essa análise é outra forma de avaliar e inspecionar o impacto dos choques entre os mercados, traçando a trajetória evolutiva do impacto no tempo. Para Gujarati e Porter (2008), a análise da função resposta ao impulso é a base do sistema VAR, em que as respostas da variável dependente aos choques nos termos de erro são consideradas. Os choques na variação afetam no presente e nos períodos futuros. Segundo o autor, considerando o processo VAR:

$$\gamma_t = A_0 + A_1 \gamma_{t-1} + A_2 \gamma_{t-2} + K + A_k \gamma_{t-k} + \mu_t \tag{26}$$

Em que: γ_t é um vetor de variáveis $n \times 1$; A_0 um vetor de intercepto $n \times 1$; A_t ($t=1, \dots, k$) matriz de coeficientes $n \times n$; μ_t é o vetor de dimensão n de ruído branco com $E(\mu_t, \mu_t')$ sendo não

singular para todo t , e $E(\mu_t \mu_s')$ para $t \neq s$. Um VAR estacionário pode ter uma MA (média móvel) da forma seguinte:

$$\begin{aligned} y_t &= C + \mu_t + \Phi_1 \mu_{t-1} + \Phi_2 \mu_{t-2} + K \\ &= C + \sum_{t=0}^{\infty} \Phi_t \mu_{t-t} \end{aligned} \quad (27)$$

$$\text{Onde } C = E(y_t) = (I - A_1 - \dots - A_k)^{-1} A_0, \quad (28)$$

e Φ_t pode ser computado de A_t com

$$\Phi_t = A_1 \Phi_{t-1} + A_2 \Phi_{t-2} + K + A_k \Phi_{t-k}, \quad (29)$$

Para $t = 1, 2, \dots$, com $\Phi_0 = I$ e $\Phi_t = 0$ para $t < 0$.

Os coeficientes da Equação 27 podem ser usados para analisar a interação entre as variáveis. Com o $a_{ij,k}$, os elementos ij do Φ_k é interpretado como a reação ou resposta ao impulso, do i variável a um choque t períodos passados na variável j .

5 Análises Descritivas

Na seguinte seção são apresentadas as estatísticas e análises descritivas dos preços da soja e do milho, nos mercados da CBOT, Goiás, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul. As séries de dados refere-se aos preços mensais da soja e diários do milho no período que vai de janeiro de 2008 até junho de 2013. Os dados são cotados em dólares americanos.

5.1 Soja

5.1.1 Comportamento dos preços e retornos

A Figura 3 mostra a trajetória dos preços da soja e seus respectivos retornos nos cinco mercados analisados (CBOT, Goiás, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul). Visualmente, pode-se perceber que as séries temporais dos preços para todos os mercados sugerem não serem estacionários, caracterizadas com picos em tempos distintos seguido de instabilidades.

Visualmente, as séries de preços da soja para todos os mercados exibem um comportamento volátil. A partir do terceiro trimestre de 2008 os preços da soja na CBOT começaram a ter uma tendência negativa, situação que permaneceu até o terceiro trimestre de 2010. Os preços da CBOT alcançaram cotações mais baixas no período (2008-2010), provavelmente, devido à crise financeira mundial vivenciada nesse momento.

Ao comparar as séries de preços internacionais e domésticas, observa-se que apresentaram comportamentos similares, com crescimento a partir do segundo e terceiro trimestre de 2010. No entanto, entre o primeiro trimestre de 2011 até o segundo trimestre do ano seguinte, os mercados novamente apresentaram tendência negativa. Os preços da soja em Goiás e Mato Grosso apresentaram maior volatilidade que os demais mercados domésticos.

Apesar de todos os mercados em análise sofrerem queda nos preços, o mesmo não foi tão evidente como foi entre os anos 2008 e 2010. Após a última crise nos mercados, as séries de preços apresentaram aumentos no terceiro trimestre de 2012.

A volatilidade nos preços nominais também se caracteriza nos gráficos dos retornos na Figura 3, apresentando dinâmicas similares entre os mercados.

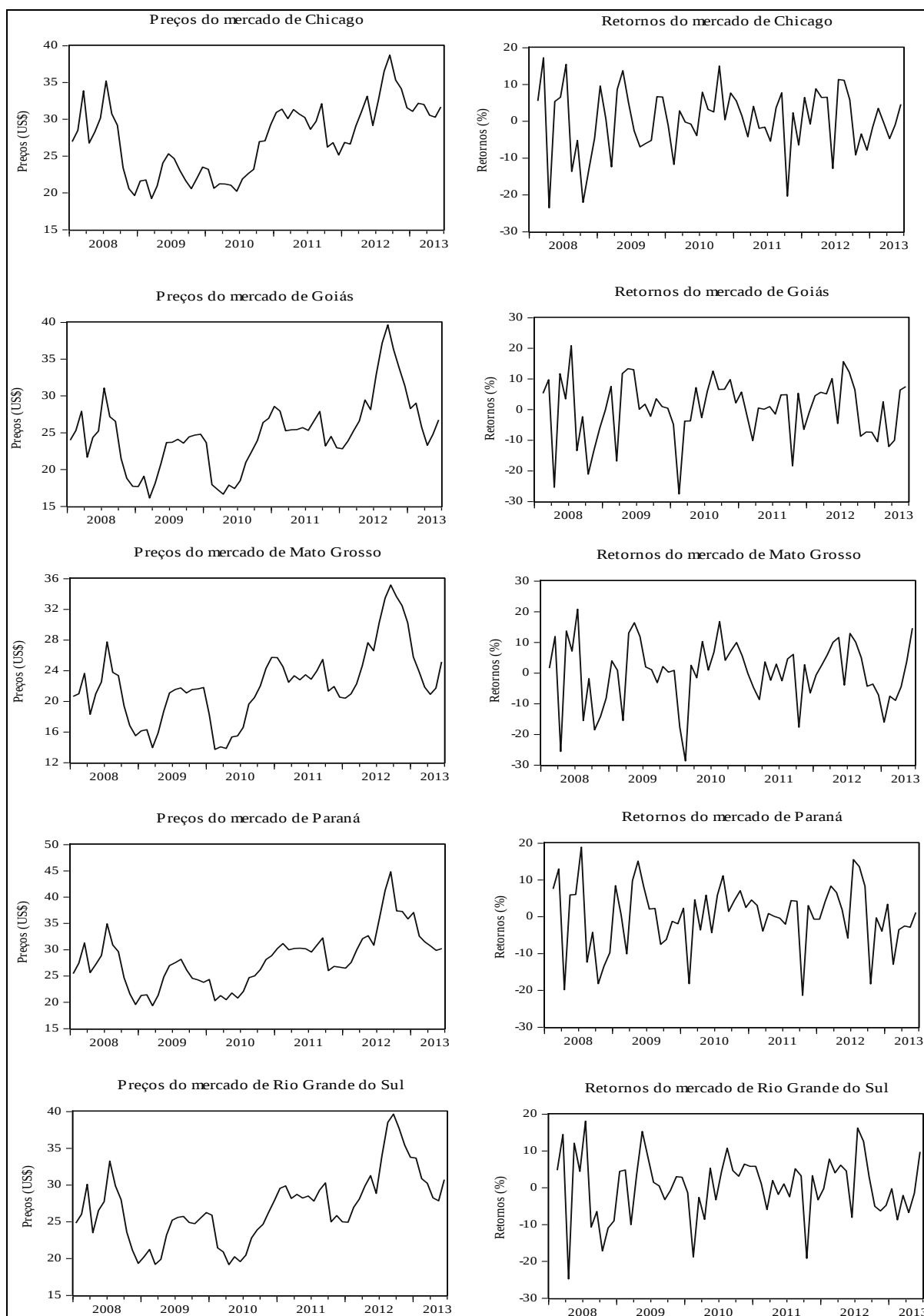


Figura 3 - Comportamento dos preços e retornos mensais da soja (2008-2013)

Fonte: Resultados da pesquisa

5.1.2 Estatísticas descritivas

A Tabela 5 contém um resumo das estatísticas descritivas, sendo estas: média, desvio padrão, mediana, valor máximo e mínimo, assimetria, curtose e o teste Jarque-Bera para os preços nominais dos mercados a serem analisados. As médias dos preços se apresentam mais altas no mercado do Paraná, seguida pela CBOT. Os preços dos mercados dos Estados de Goiás e Mato Grosso possuem as menores médias; no entanto, o maior desvio padrão dos preços foi identificado para Paraná e CBOT, sendo uma indicação de maior volatilidade nos preços.

Tabela 5 -Estatísticas descritivas para preços mensais da soja

Estatísticas	CBOT	GO	MT	PR	RG
Média	27,37	24,80	22,12	28,18	26,92
Desvio Padrão	4,83	4,89	4,79	5,27	4,73
Mediana	27,68	24,75	21,78	27,88	26,43
Máximo	38,72	39,67	35,16	44,85	39,67
Mínimo	19,22	16,14	13,72	19,37	19,19
Curtose	2,05	3,81	3,47	3,54	3,12
Assimetria	0,06	0,59	0,54	0,60	0,47
Jarque-Bera	2,53	5,67	3,79	4,83	2,44
Probabilidade	0,28	0,06	0,15	0,09	0,30

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: As estimações para CBOT, GO, MT, PRG, RG são para os preços da CBOT, Goiás, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul.

Os preços da soja no Paraná oscilam em torno de \$19 e \$44, sendo este o mercado que apresenta maior variância, enquanto os preços na CBOT oscilam em torno de \$19 e \$38, este apresentando menor variância.

Para todos os mercados domésticos a curtose foi maior que três, ou seja, essas séries contêm valores mais extremos do que o mercado internacional, que possui um valor menor que três. O teste Jarque-Bera mostra que a hipótese nula de distribuição normal é rejeitada ao nível de significância de 5% para todas as séries e, portanto, a distribuição das séries não é normal.

5.1.3 Correlação entre os preços

Na Tabela 6 é apresentada a matriz de correlação, calculada usando preços nominais; os resultados mostram evidência empírica de alta correlação entre os mercados. Portanto, existe uma tendência comum que conduz aos mercados na mesma direção. O Estado do Paraná e do Rio Grande do Sul possuem maior correlação com a CBOT.

Tabela 6- Matriz de correlação para a soja

Variável	CBOT	GO	MT	PR	RG
CBOT	1				
GO	0,89	1			
MT	0,87	0,98	1		
PR	0,94	0,96	0,95	1	
RGS	0,93	0,98	0,96	0,98	1

Fonte: Resultados da pesquisa

5.1.4 Testes de estacionariedade

Na Tabela 7 são apresentados os resultados dos testes de estacionariedade dos mercados analisados. Ao aplicar o teste PP, conclui-se que todas as séries de preços são estacionárias de ordem um.

Tabela 7- Teste de estacionariedade PP para a soja

Variável	Nível	Valor P	1ra Diferença	Valor P
CBOT	-1.998	0.287	-8.665	0.000
GO	-2.147	0.228	-7.212	0.000
MT	-2.195	0.210	-6.393	0.000
PR	-2.108	0.242	-7.678	0.000
RGS	-1.933	0.316	-7.416	0.000

Fonte: Resultados da pesquisa

Valores críticos: 1%(-3,535), 5% (-2,907) e 10% (-2,591)

Embora os resultados do teste de estacionariedade PP terem rejeitado a hipótese nula de estacionariedade em nível, o teste KPSS, na Tabela 8, não rejeitou a hipótese nula, indicando que a série é estacionária ao nível de 10%.

Tabela 8 - Teste de estacionariedade KPSS para a soja

Variável	Estatística LM	
	Nível	1ra Diferença
CBOT	0,487059	0,127976
GO	0,445584	0,050383
MT	0,484673	0,043187
PR	0,543618	0,052822
RGS	0,530484	0,046780

Fonte: Resultados da pesquisa

Valores Críticos: 1% (0.739), 5% (0.463) e 10% (0.347).

5.2 Milho

5.2.1 Comportamento dos preços e retornos

A Figura 4 mostra as tendências das séries de preços do milho nos mercados estudados (CBOT, Goiás, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul). A Figura 4 mostra ainda uma trajetória pouco estável dos preços nos cinco mercados, além da semelhança no comportamento em ambos. No começo de 2008 a tendência de todas as séries de preços do milho foi de alta, porém, os preços de Goiás, Mato Grosso e Paraná sofreram uma queda entre o primeiro e o segundo trimestre de 2008. No entanto, os preços da CBOT e Rio Grande do Sul apresentaram crescimento durante esse período.

Apartir do segundo trimestre, os preços de milho nos cinco mercados apresentaram diminuições, chegando ao mais baixo nível do período. Esse efeito permaneceu até o primeiro trimestre de 2010 quando os preços novamente aumentaram. Os preços dos Estados de Mato Grosso foram os mais baixos, seguido pelos preços de Goiás.

Entre o primeiro trimestre de 2011 e o começo do segundo trimestre de 2012, os preços novamente apresentaram quedas, especialmente nos mercados domésticos. No entanto, os preços chegaram a cotações mais baixas durante os anos 2008 e 2010, provavelmente afetados pela crise mundial. Gráficamente pode-se perceber que os preços nos mercados de Goiás e Mato Grosso foram os mais voláteis.

Enquanto nos Estados de Goiás e Mato Grosso os preços do milho tiveram o patamar mais alto no primeiro trimestre de 2011, os preços nos Estados do Paraná e Rio Grande do Sul tiveram o patamar mais alto no segundo trimestre de 2011. Além dos preços de Goiás e Mato Grosso serem altos no começo de 2011, os preços do Rio Grande do Sul e Paraná foram ainda mais altos.

Na Figura 4 são apresentados ainda os retornos dos preços para cada mercado. Gráficamente é possível observar a alta variância das séries de preços durante o período analisado. Pode-se perceber a volatilidade nos retornos para todos os mercados e se percebe que as séries possuem o comportamento de agrupamento e, portanto, indicam a possibilidade da presença de efeitos ARCH.

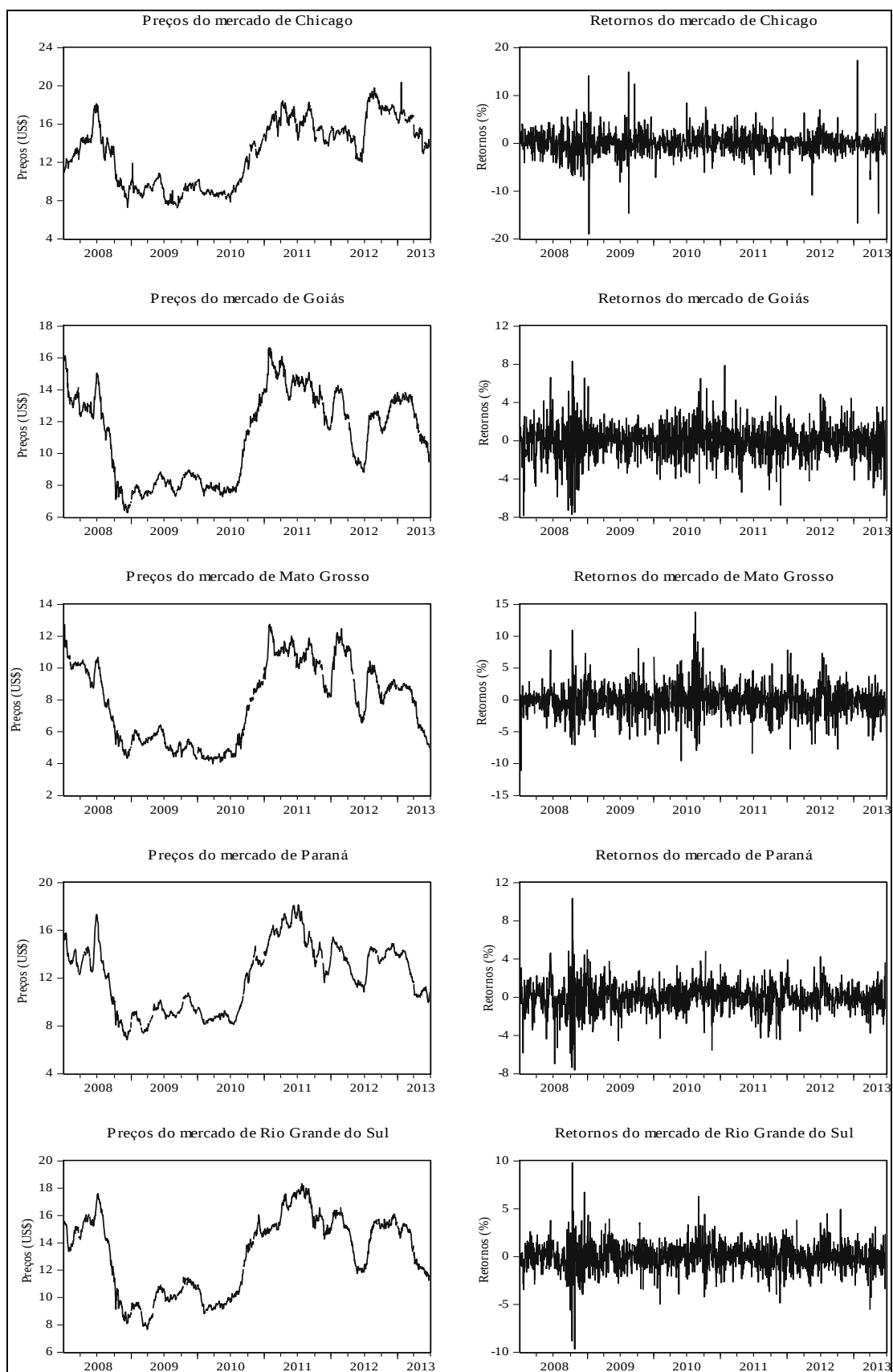


Figura 4- Comportamento dos preços e retornos diários do milho (2008-2013)

Fonte: Resultados da pesquisa

5.2.2 Estatísticas descritivas

Os resultados das estatísticas calculadas para os preços diários do milho são apresentados na Tabela 9. As séries de preços que possuem a maior média são do Rio Grande do Sul e da CBOT, enquanto a série de Mato Grosso possui a menor média. Os preços da CBOT oscilam em torno de \$7 e \$20, sendo este o mercado que possui maior variância nos preços. Porém, os preços de Mato Grosso oscilam entre \$4 e \$12, mostrando que esse mercado apresenta menor variabilidade nos preços em comparação com os outros quatro mercados domésticos.

O desvio padrão dos preços é maior na CBOT. Ao comparar o desvio padrão dos preços nos mercados domésticos, os preços do Rio Grande do Sul e Paraná apresentaram ser maior. Portanto, dos cinco mercados, existe maior volatilidade nos preços da CBOT.

Embora a assimetria nos preços seja negativa para os mercados da CBOT, Goiás e Rio Grande do Sul, os mercados de Mato Grosso e Paraná apresentaram assimetria positiva. Com curtose menor que três nas séries de preços dos cinco mercados, as séries aproximam-se a uma distribuição normal. Portanto, os valores da estatística Jarque-Bera mostram que a hipótese nula de distribuição normal é aceita em todas as variáveis.

Tabela 9- Estatísticas descritivas para preços diários de milho

Estatísticas	CBOT	GO	MT	PR	RG
Média	13,13	11,11	7,87	12,05	13,13
Desvio Padrão	3,38	2,72	2,48	2,80	2,83
Mediana	13,80	11,63	8,21	12,39	13,94
Máximo	20,37	16,64	12,75	18,13	18,33
Mínimo	7,26	6,28	3,98	6,82	7,65
Curtoses	1,66	1,61	1,60	1,85	1,69
Assimetria	-0,09	-0,06	0,30	0,05	-0,19
Jarque-Bera	103,79	111,19	112,46	75,67	106,51
Probabilidade	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Resultados da pesquisa

5.2.3 Correlação entre os preços

A Tabela 10 apresenta a matriz de correlação, em que se pode observar que a correlação entre os cinco mercados é forte, existindo algum fator que conduz todos eles na mesma direção. Os preços dos Estados de Mato Grosso e Goiás são os que possuem menor correlação com os preços da CBOT.

Tabela 10 - Matriz de correlação do milho

Variável	CBOT	GO	MT	PR	RG
CBOT	1				
GO	0,847	1			
MT	0,822	0,934	1		
PR	0,866	0,949	0,928	1	
RGS	0,877	0,943	0,912	0,963	1

Fonte: Resultados da pesquisa

5.2.4 Testes de estacionariedade

Na Tabela 11 são apresentados os resultados da aplicação do teste de estacionariedade para as séries de preços do milho. Os resultados revelam que, pelo teste PP, a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada em nível. As séries temporais dos cinco mercados apresentaram-se estacionárias de ordem (1).

Tabela 11- Teste de estacionariedade PP para o milho

Variável	Nível	Valor P	1ra Diferença	Valor P
CBOT	-1,744	0,41	-38,77	0,000
GO	-2,063	0,260	-41,420	0,000
MT	-1,998	0,288	-39,388	0,000
PR	-1,980	0,296	-33,636	0,000
RGS	-1,572	0,497	-40,189	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa

Valores críticos: 1% (-3.435), 5% (2.863) e 10% (2.568).

Na Tabela 12 são apresentados os resultados do método KPSS para o teste de estacionariedade. Nesse caso, não foi rejeitada a hipótese nula de estacionariedade, confirmando os resultados adquiridos no teste PP. A primeira diferença somente foi calculada para comparar com o resultado prévio.

Tabela 12- Teste de estacionariedade KPSS para o milho

Variável	Estatística LM	
	Nível	1ra Diferença
CBOT	2,182583	0,077693
GO	1,114267	0,200991
MT	0,997847	0,217394
PR	1,180843	0,121571
RGS	1,241087	0,165615

Fonte: Resultados da pesquisa

Valores Críticos: 1% (0.739), 5% (0.463) e 10% (0.347).

6 Resultados Empíricos – Transmissão de Preços

Nas seguintes secções serão apresentados os resultados dos modelos aplicados para as análises empíricas da transmissão de preços. Para tanto, serão utilizados os modelos: cointegração de Johansen, modelo de correção de erros e causalidade de Granger. A primeira parte apresenta os resultados empíricos para os preços da soja e a seguir, para os preços do milho.

Dado que os requerimentos para o teste de cointegração de Johansen foram cumpridos, o modelo de cointegração de Johansen foi aplicado e seus resultados são apresentados na Tabela 13. Os testes utilizaram defasagens escolhidas pelos critérios AIC e SC, mas em alguns casos foi preciso o teste de outras defasagens até encontrar cointegração.

6.1 Soja

6.1.1 Teste de cointegração

Para a cointegração dos preços da CBOT com os preços de Goiás, o critério SC sugeriu o uso de uma defasagem, mas somente foi possível atingir cointegração usando quatro defasagens. O critério AIC sugeriu três defasagens e o SC duas defasagens para a cointegração da CBOT e Mato Grosso; neste caso, foram usadas três defasagens. Para CBOT e Paraná, os dois critérios sugeriram o uso de uma defasagem, mas a cointegração somente foi atingida com cinco defasagens. Os critérios também sugeriam uma defasagem para a cointegração da CBOT com o Estado do Rio Grande do Sul, mas foram usadas três defasagens para obter cointegração. Em todos os casos, utilizou-se a tendência linear determinística.

Na Tabela 13, cada resultado do teste de cointegração de Johansen apresenta um vetor de cointegração. Os testes Traço e Máximo autovalor são maiores que os valores críticos; se rejeita a hipótese nula ($r \leq 0$) e não se rejeita a alternativa ($r \leq 1$) com um nível de significância de 5%. O modelo sugeriu que os preços de cada um dos mercados domésticos são cointegrados com os preços da CBOT, ou seja, se equilibram no longo prazo.

Tabela 13 - Cointegração de Johansen para logaritmos dos preços mensais da soja

a) CBOT-Goiás				
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos (5%)	Teste Máximo autovalor	Valores Críticos (5%)
$r \leq 0$	22,13809*	15,49471	18,93496*	14,26460
$r \leq 1$	3,203131	3,841466	3,203131	3,841466
b) CBOT-Mato Grosso				
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos (5%)	Teste Máximo autovalor	Valores Críticos (5%)
$r \leq 0$	27,71215*	15,49471	25,81152*	14,26460
$r \leq 1$	1,900628	3,841466	1,900628	3,841466
c) CBOT- Paraná				
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos (5%)	Teste Máximo autovalor	Valores Críticos (5%)
$r \leq 0$	17,98025*	15,49471	14,96158*	14,26460
$r \leq 1$	3,018671	3,841466	3,018671	3,841466
d) CBOT- Rio Grande do Sul				
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos (5%)	Teste Máximo autovalor	Valores Críticos (5%)
$r \leq 0$	19,26917*	15,49471	17,43414*	14,26460
$r \leq 1$	1,835032	3,841466	1,835032	3,841466

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 5%.

6.1.2 Modelo de correção de erros

Para o cálculo do termo de correção de erros foram usados os logaritmos dos preços nominais para os cinco mercados. Os mercados domésticos foram usados como as variáveis dependentes.

A Equação 30 apresenta o modelo de correção do erro vetorial para o mercado de Goiás, utilizando uma defasagem. A Tabela 14 apresenta os coeficientes e os níveis de significância para a equação 30, em que o coeficiente da equação de cointegração (C(1)) é negativo (-0,399) e significativo ao nível de 5%. Portanto, a análise empírica mostrou que os preços do mercado de Goiás se ajustam ao equilíbrio dos preços da CBOT numa velocidade de 40%.

$$D(LGO) = C(1) * (LGO(-1) - 0.91837070889 * LCHG(-1) - 0.171350783165) + C(2) * D(LGO(-1)) + C(3) * D(LGO(-2)) + C(4) * D(LGO(-3)) + C(5) * D(LGO(-4)) + C(6) * D(LCHG(-1)) + C(7) * D(LCHG(-2)) + C(8) * D(LCHG(-3)) + C(9) * D(LCHG(-4)) + C(10) \quad (30)$$

Tabela 14 - Coeficientes do MCE de Goiás (soja)

	Coeficiente	Erro	Estatística-t	Probabilidade
C(1)**	-0.399069	0.184872	-2.158619	0.0356
C(2) ^{NS}	0.252997	0.200512	1.261751	0.2128
C(3)*	0.805749	0.208020	3.873416	0.0003
C(4) ^{NS}	0.042327	0.244100	0.173401	0.8630
C(5) ^{NS}	-0.255925	0.252144	-1.014993	0.3149
C(6) ^{NS}	0.004005	0.232552	0.017223	0.9863
C(7)*	-0.725824	0.229938	-3.156609	0.0027
C(8) ^{NS}	-0.219350	0.247902	-0.884823	0.3804
C(9)***	0.469212	0.254978	1.840201	0.0716

	Coefficiente	Erro	Estatística-t	Probabilidade
C(10) ^{NS}	0.001967	0.010302	0.190942	0.8493

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5%, ***Significante ao nível de 10% e ^{NS} Não significativo.

A equação 31 apresenta o modelo de correção do erro vetorial para os preços do Estado do Mato Grosso. Na Tabela 15 são apresentados os valores dos coeficientes, no qual o indicador de velocidade de ajustamento (C(1)) é negativo (-0,457) e significativo ao nível de 1%; portanto, o tempo de ajuste até atingir o equilíbrio em relação aos preços do mercado internacional é de 46%.

$$D(LMT) = C(1) * (LMT(-1) - 1,03224680266 * LCBOT(-1) + 0,321441861221) + C(2) * D(LMT(-1)) + C(3) * D(LMT(-2)) + C(4) * D(LMT(-3)) + C(5) * D(LCBOT(-1)) + C(6) * D(LCBOT(-2)) + C(7) * D(LCBOT(-3)) + C(8) \quad (31)$$

Tabela 15 - Coeficientes do MCE de Mato Grosso (soja)

	Coefficiente	Erro	Estatística-t	Probabilidade
C(1)*	-0.457183	0.154740	-2.954522	0.0046
C(2)**	0.456790	0.202736	2.253125	0.0283
C(3)*	0.627019	0.226580	2.767325	0.0077
C(4) ^{NS}	0.026369	0.247725	0.106445	0.9156
C(5) ^{NS}	-0.365058	0.234755	-1.555055	0.1258
C(6)**	-0.552747	0.249326	-2.216967	0.0309
C(7) ^{NS}	-0.139109	0.263771	-0.527387	0.6001
C(8) ^{NS}	0.006096	0.011359	0.536651	0.5937

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5% e ^{NS} Não significativo.

Na Equação 32 é apresentado o modelo de correção de erro vetorial para os preços do Estado do Paraná, usando frequência de cinco defasagens. A Tabela 16 apresenta todos os valores dos coeficientes da equação 12, em que o coeficiente C(1) apresenta valor negativo (-0,480) e significativo ao nível de 10%; portanto, os preços do mercado do Paraná se corrigem a uma velocidade de 48%.

$$D(LPR) = C(1) * (LPR(-1) - 0,91245918573 * LCBOT(-1) - 0,323578736677) + C(2) * D(LPR(-1)) + C(3) * D(LPR(-2)) + C(4) * D(LPR(-3)) + C(5) * D(LPR(-4)) + C(6) * D(LPR(-5)) + C(7) * D(LCBOT(-1)) + C(8) * D(LCBOT(-2)) + C(9) * D(LCBOT(-3)) + C(10) * D(LCBOT(-4)) + C(11) * D(LCBOT(-5)) + C(12) \quad (32)$$

Tabela 16 - Coeficientes do MCE do Paraná (soja)

	Coefficiente	Erro	Estatística-t	Probabilidade
C(1)*	-0.480080	0.246751	-1.945608	0.0576
C(2) ^{NS}	0.258688	0.271737	0.951977	0.3459
C(3) ^{NS}	0.364460	0.259916	1.402223	0.1673
C(4) ^{NS}	0.002752	0.255782	0.010760	0.9915
C(5) ^{NS}	0.097488	0.258350	0.377349	0.7076
C(6) ^{NS}	0.252806	0.278078	0.909121	0.3678
C(7) ^{NS}	0.042999	0.276314	0.155616	0.8770

	Coefficiente	Erro	Estatística-t	Probabilidade
C(8) ^{NS}	-0.350848	0.275324	-1.274308	0.2087
C(9) ^{NS}	-0.184286	0.257609	-0.715370	0.4778
C(10) ^{NS}	0.248376	0.255892	0.970627	0.3366
C(11) ^{NS}	-0.375124	0.276221	-1.358058	0.1808
C(12) ^{NS}	-0.001699	0.010344	-0.164281	0.8702

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 10% e ^{NS} Não significativo.

A Equação 33 estima o termo de correção de erros para os preços do Rio Grande do Sul e seus coeficientes são apresentados na Tabela 17. O coeficiente do indicador de volatilidade (C(1)) é negativo (-0,546) e significativo ao nível de 1%; portanto, a velocidade até os preços do mercado chegar ao equilíbrio é dos 55%. Dos mercados domésticos, este é o estado que mais rapidamente se ajusta aos preços da CBOT.

$$D(LRG) = C(1)*(LRG(-1) - 0,86526334884*LCBOT(-1) - 0,430949100142) + C(2)*D(LRG(-1)) \quad (33) \\ + C(3)*D(LRG(-2)) + C(4)*D(LRG(-3)) + C(5)*D(LCBOT(-1)) + C(6)*D(LCBOT(-2)) + C(7)*D(LCBOT(-3)) \\ + C(8)$$

Tabela 17 - Coeficientes do MCE do Rio Grande do Sul (soja)

	Coefficiente	Erro	Estatística-t	Probabilidade
C(1)*	-0.546340	0.174150	-3.137186	0.0028
C(2) ^{NS}	0.354016	0.242886	1.457540	0.1508
C(3)**	0.581910	0.241182	2.412739	0.0193
C(4) ^{NS}	0.209549	0.241754	0.866787	0.3899
C(5) ^{NS}	-0.229435	0.239792	-0.956808	0.3429
C(6)**	-0.478120	0.234666	-2.037448	0.0465
C(7) ^{NS}	-0.354517	0.232584	-1.524259	0.1333
C(8) ^{NS}	0.004427	0.009408	0.470608	0.6398

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5% e ^{NS} Não significativo.

6.1.3 Causalidade de Granger

A Tabela 18 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger, usando a primeira diferença dos logaritmos de preços mensais da soja para todos os mercados. É rejeitada a hipótese nula de que os preços da CBOT não causam os preços de Goiás e também rejeitada a hipótese nula de que os preços de Goiás não causam os preços da CBOT ao nível de 10%. Portanto, a causalidade é bi-direcional entre esses mercados.

Existe causalidade unidirecional entre os preços da CBOT e de Mato Grosso, dado que é rejeitada a hipótese nula de que os preços da CBOT causam os preços de Mato Grosso, enquanto não é rejeitada a hipótese nula dos preços de Mato Grosso causando os da CBOT, ambos os resultados significantes ao nível de 10%.

Tabela 18 - Testes de causalidade de Granger para os mercados da soja

Hipótese nula	Estatística T	Probabilidade
DCBOT não causa DGO	4,78165	0,0023
DGO não causa DCBOT	2,16160	0,0863
DCBOT não causa DMT	3,31883	0,0170
DMT não causa DCBOT	0,76682	0,5517
DCBOT não causa DPR	2,45783	0,0242
DPR não causa DCBOT	2,60694	0,0177
DCBOT não causa DRG	3,17104	0,0209
DRG não causa DCBOT	2,38419	0,0631

Fonte: Resultados da pesquisa

A causalidade nos preços da CBOT e do Paraná é bidirecional, pois a hipótese nula de não causalidade nas duas direções foi rejeitada e significativa ao nível de 10%.

A causalidade de Granger entre a CBOT e o Rio Grande do Sul também é bidirecional, dado que é rejeitada a hipótese nula de que a CBOT não causa os preços do Rio Grande do Sul e de que Rio Grande do Sul não causa os preços da CBOT, ao nível de significância de 10%.

6.2 Milho

Dado que os procedimentos para o teste de cointegração de Johansen foram cumpridos, o modelo de cointegração de Johansen foi aplicado. Seus resultados são apresentados na Tabela 19. Os testes utilizaram defasagens escolhidas pelos critérios AIC e SC.

6.2.1 Teste de Cointegração de Johansen

Para a cointegração dos preços da CBOT com os preços de Goiás, o critério AIC sugeriu o uso de oito defasagens e o critério SC sugeriu duas defasagens; foi utilizado o critério SC. O critério AIC sugeriu cinco defasagens e o critério SC duas defasagens para a cointegração entre CBOT e Mato Grosso; neste caso, foi usado o critério SC. Para CBOT e Paraná, o critério AIC sugeriu oito defasagens e o SC três, sendo escolhido o critério SC. Para a cointegração entre CBOT e Rio Grande do Sul, o AIC sugeriu cinco defasagens e o SC duas defasagens; portanto, foi escolhido o critério SC. Na cointegração dos preços da CBOT com os preços de Goiás, Paraná e Rio Grande do Sul utilizou-se a tendência linear determinística; no caso da cointegração com os preços de Mato Grosso, foi usada a tendência quadrática determinística.

Comparando os resultados pelo teste Traço e de Máximo autovalor, percebe-se que os preços de todos os mercados domésticos são cointegrados com os preços da CBOT. Em todos os casos a hipótese nula ($r \leq 0$) é rejeitada e a hipótese alternativa ($r \leq 1$) não é rejeitada; portanto, os resultados do teste apresentam um vetor de cointegração com 5% de nível de significância.

Tabela 19 - Cointegração de Johansen para logaritmos dos preços diários do milho

a) CBOT - Goiás				
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos (5%)	Teste Máximo autovalor	Valores Críticos (5%)
$r \leq 0$	22,47086*	15,49471	20,76577	14,26460*
$r \leq 1$	1,705094	3,841466	1,705094	3,841466
b) CBOT-Mato Grosso				
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos (5%)	Teste Máximo autovalor	Valores Críticos (5%)
$r \leq 0$	20,60525**	18,39771	18,52158	17,14769*
$r \leq 1$	2,083672	3,841466	2,083672	3,841466
c) CBOT- Paraná				
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos (5%)	Teste Máximo autovalor	Valores Críticos (5%)
$r \leq 0$	18,93510*	15,49471	16,66862	14,26460*
$r \leq 1$	2,266488	3,841466	2,266488	3,841466
d) CBOT- Rio Grande do Sul				
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos (5%)	Teste Máximo autovalor	Valores Críticos (5%)
$r \leq 0$	16,64518*	15,49471	15,27281	14,26460*
$r \leq 1$	1,372373	3,841466	1,372373	3,841466

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5% e ^{NS} Não significativo.

6.2.2 Modelo de correção de erros

Dado que foi comprovada a cointegração entre as séries, o modelo de correção de erros foi aplicado conforme apresentado na Tabela 19. O coeficiente que mede a velocidade de equilíbrio ($C(1)$) resultou em -0,01121, negativo e significativo ao nível de 1%; portanto, os preços do mercado de Goiás atingem o equilíbrio a uma velocidade de 1,12%.

$$D(LGO) = C(1) * (LGO(-1) - 0,0760340810176 * CBOT(-1) - 1,37675487681) + C(2) * D(LGO(-1)) + C(3) * D(LGO(-2)) + C(4) * D(CBOT(-1)) + C(5) * D(CBOT(-2)) + C(6) \quad (34)$$

Tabela 20 - Coeficientes do MCE de Goiás (milho)

	Coeficiente	Erro	Estatística- t	Probabilidade
C(1)*	-0.011216	0.003647	-3.075062	0.0021
C(2)*	-0.088225	0.027073	-3.258725	0.0011
C(3) ^{NS}	0.016684	0.027269	0.611857	0.5407
C(4)**	0.003659	0.001541	2.374367	0.0177
C(5)**	0.003528	0.001526	2.312314	0.0209
C(6) ^{NS}	-0.000427	0.000479	-0.891608	0.3728

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5% e ^{NS} Não significativo.

O modelo de correção de erro para os preços do milho no Estado de Mato Grosso e do CBOT é apresentado na Equação 35 e os respectivos valores dos coeficientes são apresentadas na Tabela 21. O coeficiente do termo de erro C(1) é negativo e significativo ao nível de 10% e igual a -0,00671. Esse resultado indica que os preços do milho no Estado de Mato Grosso se corrigem a uma velocidade de 0,67% aos preços da CBOT.

$$D(LMT) = C(1) * (LMT(-1) - 1,2574724022 * LCBOT(-1) + 1,18471555187) + C(2) * D(LMT(-1)) + C(3) * D(LMT(-2)) + C(4) * D(LCBOT(-1)) + C(5) * D(LCBOT(-2)) + C(6) \quad (35)$$

Tabela 21 - Coeficientes do MCE de Mato Grosso (milho)

	Coeficiente	Erro	Estatística- t	Probabilidade
C(1)***	-0.006717	0.003679	-1.825731	0.0681
C(2)**	-0.056667	0.027530	-2.058349	0.0397
C(3) ^{NS}	0.028685	0.027767	1.033027	0.3018
C(4)*	0.079850	0.027017	2.955594	0.0032
C(5) ^{NS}	0.007531	0.026695	0.282098	0.7779
C(6) ^{NS}	-0.000750	0.000634	-1.183502	0.2368

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5%, ***Significante ao nível de 10% e ^{NS} Não significativo.

A Equação 36 apresenta o modelo de correção do erro para os preços do milho no Paraná. Os coeficientes da equação são apresentados na Tabela 22. O coeficiente de C(1) é negativo e significativo ao nível de 5% e igual a -0,00828; portanto, os preços domésticos chegam a um equilíbrio com o preço da CBOT no longo prazo, a uma velocidade de 0.83%.

$$D(LPR) = C(1) * (LPR(-1) - 0,861939033282 * LCBOT(-1) - 0,271264095452) + C(2) * D(LPR(-1)) + C(3) * D(LPR(-2)) + C(4) * D(LPR(-3)) + C(5) * D(LCBOT(-1)) + C(6) * D(LCBOT(-2)) + C(7) * D(LCBOT(-3)) + C(8) \quad (36)$$

Tabela 22 - Coeficientes do MCE do Paraná (milho)

	Coeficiente	Erro	Estatística- t	Probabilidade
C(1)**	-0.008287	0.003534	-2.344980	0.0192
C(2)*	0.086698	0.027134	3.195214	0.0014
C(3)*	0.143841	0.027528	5.225312	0.0000
C(4) ^{NS}	0.035114	0.027659	1.269536	0.2045
C(5)***	0.030435	0.016873	1.803772	0.0715
C(6)***	0.030194	0.016919	1.784591	0.0746
C(7)*	0.047008	0.016531	2.843594	0.0045
C(8) ^{NS}	-0.000201	0.000394	-0.510658	0.6097

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5%, ***Significante ao nível de 10% e ^{NS} Não significativo.

No caso dos preços do milho no Rio Grande do Sul, o modelo de correção de erro vetorial é definido na Equação 37. Na Tabela 23 são apresentados os coeficientes da equação, com o coeficiente do termo de erro C(1), negativo e significativo ao nível de 5% e igual a -0,00832. Portanto, os preços do milho no Estado do Rio Grande do Sul se corrigem a uma velocidade de 0,83%, tendo equilíbrio no longo prazo com os preços da CBOT.

$$D(LRG) = C(1) * (LRG(-1) - 0,866532003787 * LCBOT(-1) - 0,349611257078) + C(2) * D(LRG(-1)) + C(3) * D(LRG(-2)) + C(4) * D(LCBOT(-1)) + C(5) * D(LCBOT(-2)) + C(6) \quad (37)$$

Tabela 23 - Coeficientes do MCE do Rio Grande do Sul (milho)

	Coefficiente	Erro	Estatística- t	Probabilidade
C(1)	-0.008325	0.003687	-2.258144	0.0241
C(2)	-0.056298	0.027157	-2.073085	0.0384
C(3)	0.039036	0.027544	1.417221	0.1566
C(4)	0.038013	0.016676	2.279427	0.0228
C(5)	0.024867	0.016383	1.517833	0.1293
C(6)	-0.000228	0.000392	-0.581993	0.5607

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5%, ***Significante ao nível de 10% e^{NS} Não significativo.

6.2.3 Causalidade de Granger

Na Tabela 24 é possível determinar a existência de causalidade entre os preços dos mercados domésticos individuais com o mercado internacional, pelo uso do teste de causalidade de Granger. O teste foi aplicado às séries de preços diários do milho na primeira diferença.

Os resultados apresentam causalidade bidirecional em todos os casos, onde foi rejeitada a hipótese nula de não causalidade. Portanto, existe causalidade bidirecional entre os preços da CBOT e os preços dos Estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná e do Rio Grande do Sul.

Tabela 24 - Testes de causalidade de Granger para os mercados do milho

Hipótese nula	Estatística T	Probabilidade
DCBOT não causa DGO	7,04406	0,0009
DGO não causa DCBOT	13,2587	2,E-06
DCBOT não causa DMT	4,59373	0,0103
DMT não causa DCBOT	26,0936	8,E-12
DCBOT não causa DPR	6,52280	0,0002
DPR não causa DCBOT	18,3413	1,E-11
DCBOT não causa DRG	5,51348	0,0041
DRG não causa DCBOT	20,7494	1,E-09

Fonte: Resultados da pesquisa

7 Resultados Empíricos – Transmissão de Volatilidade

7.1 Soja

Neste capítulo são apresentados os resultados e análises empíricas dos modelos GARCH-BEKK triangular inferior e da Função Resposta ao Impulso. Para o modelo BEKK foram usados os retornos mensais da soja dos cinco mercados analisados. Dado que foram utilizados dados mensais, estes também foram usados para a Função Resposta ao Impulso para uma previsão de vinte e quatro meses.

7.1.1 CBOT-Goiás

7.1.1.1 BEKK

Na Tabela 25 são apresentados os resultados do modelo GARCH-BEKK triangular inferior para os retornos dos mercados da CBOT e Goiás. Os elementos diagonais na matriz **A** medem os efeitos dos choques do passado dentro dos próprios mercados e, por outro lado, os elementos diagonais da matriz **B** medem os efeitos da própria volatilidade passada sobre a volatilidade presente. Os parâmetros diagonais $B(c,c)$ e $B(g,g)$ não são significantes ao nível de 10%, enquanto os parâmetros $A(c,c)$ e $A(g,g)$ são significantes ao nível de 1%. Isso indica a ausência de efeitos GARCH (parâmetros da matriz **B**) nos próprios mercados e a presença de efeitos ARCH (parâmetros da matriz **A**). Os choques dentro dos próprios mercados no passado empiricamente apresentaram um efeito maior na volatilidade dos retornos no mercado da soja em Goiás do que na CBOT ($A(g,g) > A(c,c)$).

Tabela 25 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos mensais da soja – CBOT e Goiás

Variável	Coefficiente	Erro	Estatística T	Significância
$A(c,c)^*$	0,69420311	0,16531691	4,19923	0,00002678
$A(c,g)^{NS}$	-0,07463782	0,14223587	-0,52475	0,59975922
$A(g,c)^{NS}$	0,14278759	0,15993080	0,89281	0,37195972
$A(g,g)^*$	0,93261687	0,17845047	5,22619	0,00000017
$B(c,c)^{NS}$	-0,03297728	0,36528496	-0,09028	0,92806612
$B(c,g)^{NS}$	-0,32378238	0,28179380	-1,14900	0,25055408
$B(g,c)^{NS}$	0,11974336	0,31875984	0,37565	0,70717424
$B(g,g)^{NS}$	0,36239494	0,35610860	1,01765	0,30884295

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1% e ^{NS} Não significante.

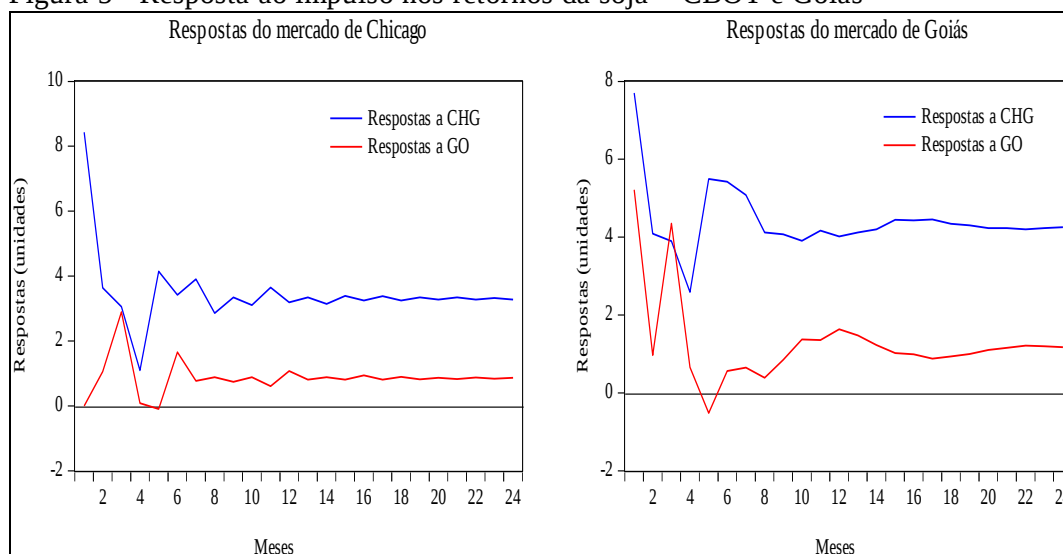
Os elementos não diagonais das matrizes **A** e **B** capturam os efeitos entre os dois mercados, a transmissão dos choques e a transmissão de volatilidade. Os elementos diagonais não apresentaram efeitos dentro dos próprios mercados e do mesmo modo, os elementos não diagonais também não apresentaram transmissão dos choques e/ou da volatilidade – isto é percebido pelos coeficientes dos elementos não diagonais $A(c,g)$ e $A(g,c)$, $B(c,g)$ e $B(g,c)$ não serem significantes ao nível de 10%.

7.1.1.2 Função resposta ao impulso

A Figura 5 apresenta os resultados empíricos da função de resposta ao impulso para os choques de mercado nos retornos da CBOT e de Goiás. No primeiro gráfico é apresentado o impacto de uma nova informação no mercado da CBOT criada tanto pela própria CBOT como pelo mercado de Goiás. Pode-se perceber que a resposta da CBOT a uma nova informação do mercado de Goiás é positiva, enquanto a resposta às novas informações da própria CBOT são maiores. A resposta da CBOT à nova informação própria começa relativamente alta no primeiro mês e rapidamente diminui no quarto mês, mas no quinto mês aumenta novamente. A estabilidade depois do choque somente é aproximada a partir do décimo oitavo mês, não logrando se estabilizar completamente no período previsto.

Entre os meses treze e vinte e quatro, a resposta é mais estável. Em relação ao impacto no mercado da CBOT à nova informação do mercado de Goiás, o efeito no começo é ao contrário. Em vez da resposta começar alta e positiva, começa no nível zero e aumenta no terceiro mês, diminuindo novamente no quarto mês. No sexto mês, o impacto aumenta e começa a se estabilizar a partir do décimo terceiro mês. Portanto, o impulso criado pelo mercado de Goiás não afeta o retorno do mercado internacional de forma significativa e o efeito de um impulso do próprio CBOT é maior.

Figura 5 - Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Goiás



Fonte: Resultados da pesquisa

O segundo gráfico na Figura 5 apresenta a reação do mercado da soja em Goiás a um choque criado no próprio mercado e a um choque criado pela CBOT. Percebe-se que a resposta dos retornos de Goiás a uma nova informação da CBOT começa ainda mais alta do que a resposta à nova informação no próprio mercado. Entretanto, a resposta diminui do segundo ao quarto mês e volta a aumentar no quinto. Começa então a diminuir novamente no oitavo mês e somente se estabiliza no vigésimo mês.

A resposta do mercado de Goiás a uma nova informação própria começa alta e positiva, mas diminui rapidamente no segundo mês. No terceiro mês, a resposta aumenta novamente; porém, a reação é negativa no quinto mês. A resposta ao choque somente chega a aproximar da estabilidade a partir do mês vinte e dois, não chegando estabilidade total durante o tempo previsto.

7.1.2 CBOT-Mato Grosso

7.1.2.1 BEKK

Na Tabela 26 são apresentados os resultados do modelo BEKK para os mercados da CBOT e Mato Grosso. A análise empírica apresenta os parâmetros diagonais $A(c,c)$, $A(m,m)$ e $B(m,m)$, significantes ao nível de 5%. No entanto, o parâmetro $B(c,c)$, não se encontra significativo. Portanto, existe evidência empírica de efeitos ARCH nos dois mercados e efeitos GARCH somente no mercado de Mato Grosso. Porém, os efeitos dos choques e volatilidade dentro dos mercados afetam a variância condicional e os choques internos do

passado, o que influencia um papel maior na volatilidade no mercado de Mato Grosso que do mercado da CBOT, pois o parâmetro $A(m,m)$ é maior que o do parâmetro $A(c,c)$. O mercado de Mato Grosso sofre de maiores efeitos de volatilidade própria passada do que o mercado da CBOT, devido ao parâmetro $B(m,m)$ ser maior do que o elemento $B(c,c)$, qual não é significativo ao nível de 5%.

Tabela 26 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos mensais da soja – CBOT e Mato Grosso

Variável	Coefficiente	Erro	Estatística T	Significância
$A(c,c)^*$	0,66311384	0,17831264	3,71883	0,00020015
$A(c,m)^{NS}$	-0,12857971	0,15084629	-0,85239	0,39399827
$A(m,c)^{NS}$	0,20025605	0,18121425	1,10508	0,26912540
$A(m,m)^*$	1,03251454	0,19068424	5,41479	0,00000006
$B(c,c)^{NS}$	-0,08813550	0,32395058	-0,27206	0,78557232
$B(c,m)^{***}$	-0,47727684	0,25282926	-1,88774	0,05906037
$B(m,c)^{NS}$	0,21714408	0,30782931	0,70540	0,48055876
$B(m,m)^{**}$	0,63205585	0,28111193	2,24841	0,02454984

Fonte: Resultados da pesquisa

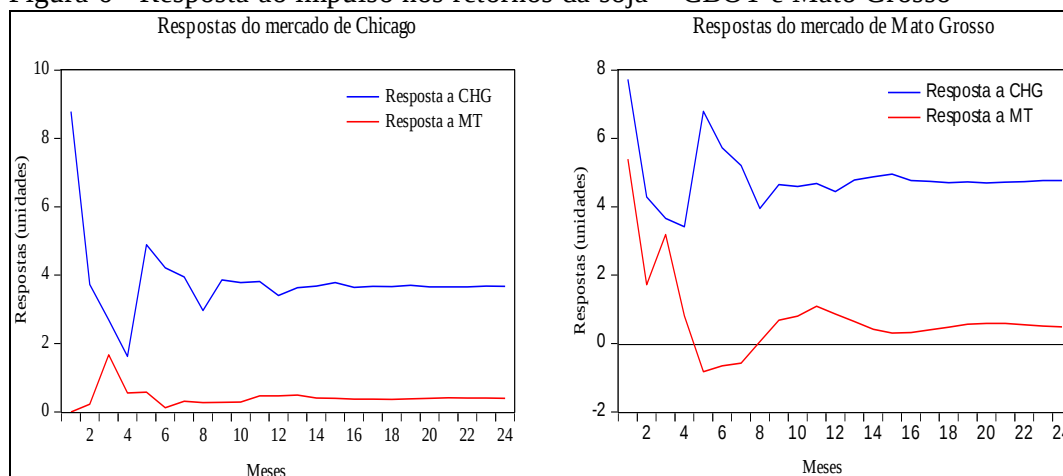
*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5%, ***Significante ao nível de 10% e ^{NS} Não significativo.

Os resultados dos elementos não diagonais nas matrizes **A** e **B** mostram que os parâmetros $A(c,m)$ e $A(m,c)$ não são significantes ao nível de 5% e, portanto, não existe evidência de transmissão dos choques entre os mercados da CBOT e Mato Grosso. O elemento $B(m,c)$ não é significativo ao nível de 10% e o parâmetro $B(c,m)$ é significativo ao nível de 10%. Empiricamente, esse resultado indica a existência de transmissão unidirecional de volatilidade nos retornos do mercado da CBOT aos retornos do mercado de Mato Grosso.

7.1.2.2 Função resposta ao impulso

A Figura 6 apresenta a função da resposta ao impulso entre os mercados da CBOT e do Mato Grosso a um desvio padrão. Nota-se, no primeiro gráfico, que o impacto do mercado da CBOT a uma nova informação do mercado de Mato Grosso é baixa e começa em zero no primeiro mês, aumentando brevemente no terceiro mês. O impacto volta a diminuir no mês seguinte e aproxima a estabilidade a partir do mês dezoito. A baixa reação ao choque é uma indicação de que os choques criados no mercado de Mato Grosso não afetam o mercado da CBOT de forma significativa.

Figura 6 - Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Mato Grosso



Fonte: Resultados da pesquisa

Embora o impacto do choque do mercado de Mato Grosso no mercado da CBOT terem se apresentado baixo, a resposta ao efeito do mercado da CBOT em Mato Grosso é mais pronunciado, como pode ser percebido no segundo gráfico. A resposta do Mato Grosso ao impulso da CBOT começa alta e se mantém positiva. No primeiro mês, o impacto é quase de 8% e diminui rapidamente no segundo mês, continuando descendo levemente até o quarto mês. A partir do quinto mês volta a aumentar e novamente diminui no mês seguinte até o oitavo mês. O impacto não começa a se estabilizar até o décimo sétimo mês.

Quanto à reação ao impulso criado pelo próprio mercado, o mercado de Mato Grosso também começa com impacto alto e positivo. A resposta torna-se negativa no quinto mês e permanece nesse estado até o oitavo mês quando a resposta oscila em torno de 0.5%. A resposta à nova informação não consegue se estabilizar completamente no período previsto, mas sim aproxima-se no décimo nono mês.

7.1.3 CBOT-Paraná

7.1.3.1 BEKK

A Tabela 27 apresenta os resultados que determinam a existência de transmissão de volatilidade entre CBOT e o Estado do Paraná. Nota-se que os parâmetros diagonais, $A(c,c)$ e $A(p,p)$, foram os únicos que se apresentaram significativos ao nível de 5%, enquanto os parâmetros $B(c,c)$ e $B(p,p)$ não se apresentaram significativos em nenhum nível. Portanto, o resultado empírico mostra que existem evidências de efeitos ARCH dentro dos mercados

individuais. Os choques criados nos próprios mercados passados possuem maior efeito na volatilidade da CBOT que no Estado do Paraná, pois o coeficiente de $A(c,c)$ é maior que o coeficiente de $A(p,p)$.

Tabela 27 -Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos mensais da soja – CBOT e Paraná

Variável	Coeficiente	Erro	Estatística T	Significância
$A(c,c)^*$	1,25907018	0,22384368	5,62477	0,00000002
$A(c,p)^*$	0,43917863	0,16845677	2,60707	0,00913206
$A(p,c)^{NS}$	-0,14974980	0,23167818	-0,64637	0,51803983
$A(p,p)^*$	0,71050541	0,22102698	3,21456	0,00130643
$B(c,c)^{NS}$	0,51662140	0,34644058	1,49123	0,13590202
$B(c,p)^{NS}$	0,30099975	0,28436521	1,05850	0,28982888
$B(p,c)^{**}$	-0,56963397	0,30650830	-1,85846	0,06310347
$B(p,p)^{NS}$	-0,34078156	0,28294558	-1,20441	0,22843242

Fonte: Resultados da pesquisa

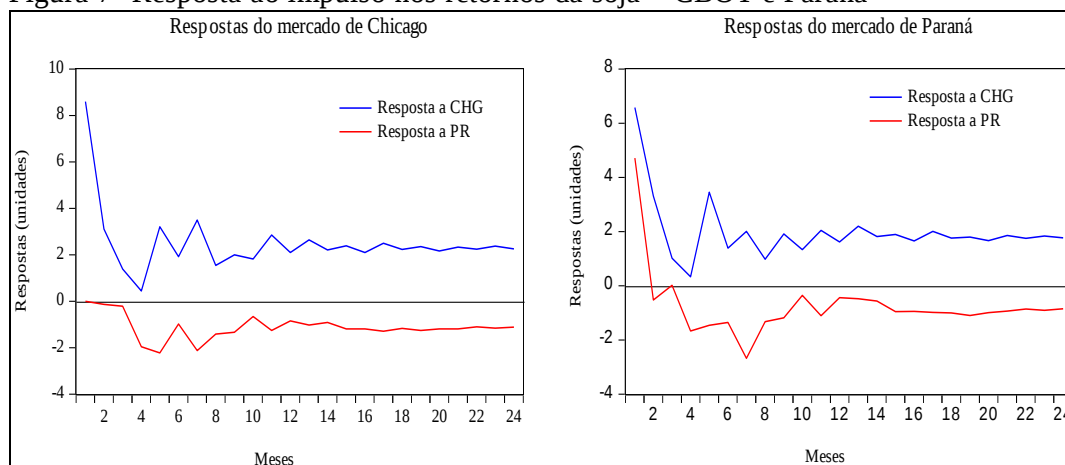
*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 10% e ^{NS} Não significativo.

Dos resultados, também se pode perceber que existe evidência de transmissão unidirecional de choques entre os mercados, pois o coeficiente $A(p,c)$ não é significativo ao nível de 5%, enquanto $A(c,p)$ é significativo ao nível de 5%. Também foi encontrada evidência de transmissão unidirecional de volatilidade, uma vez que o parâmetro $B(c,p)$ não se apresentou significativo em quanto o parâmetro $B(p,c)$ apresentou-se significativo ao nível de 10%. Portanto, os choques passados são transmitidos da CBOT para Paraná, em quanto a volatilidade é transmitida do Paraná à CBOT.

7.1.3.2 Função resposta ao impulso

A Figura 7 apresenta a resposta nos mercados do Paraná e da CBOT a um choque nos próprios mercados e nos mercados cruzados. O primeiro gráfico mostra as respostas do mercado da CBOT à nova informação criada pelo mercado do Paraná. A partir do primeiro mês as respostas ao choque sempre foram negativas. As respostas entre os meses cinco e sete foram as mais baixas e as respostas somente se aproximam da estabilização no mês dezoito, ainda mantendo-se negativas. Portanto, o efeito de uma nova informação do Paraná no mercado da CBOT é negativo e baixo.

Figura 7- Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Paraná



Fonte: Resultados da pesquisa

No segundo gráfico, as respostas do Paraná ao choque da CBOT sempre foram positivas. No primeiro mês, o impacto foi acima dos 6% e desceu rápido a partir desse momento até chegar ao seu ponto mínimo no quarto mês. As respostas sempre variam entre 1% e 2% a partir do quinto mês, nunca se estabilizando completamente no período analisado, mas sim chega a se aproximar a partir do mês vinte e dois.

As respostas do mercado do Paraná à nova informação dele mesmo começam relativamente alta e positiva no primeiro mês e rapidamente diminui no segundo mês, tornando-se negativa. O ponto mais baixo acontece no sétimo mês e continua se comportando de forma negativa, somente aproximando-se da estabilidade a partir do mês vinte.

7.1.4 CBOT-Rio Grande do Sul

7.1.4.1 BEKK

Os resultados apresentados na Tabela 28 indicam a falta de presença dos efeitos ARCH no mercado da CBOT e a falta de efeitos GARCH no mercado do Rio Grande do Sul, uma vez que somente os parâmetros $A(r,r)$ e $B(c,c)$ são significativos e os outros dois parâmetros ($A(c,c)$ e $B(r,r)$) não o são. Além disso, existe transmissão unidirecional dos choques entre o mercado da CBOT para o Rio Grande do Sul, pois o coeficiente do parâmetro $A(r,c)$ é significativo ao nível de 5% e o parâmetro $A(c,r)$ não é. Existe evidência empírica de transmissão bidirecional de volatilidade entre o mercado internacional e o mercado do Rio Grande do Sul devido aos coeficientes dos elementos $B(c,r)$ e $B(r,c)$ serem significativos ao nível de 5%. Os sinais dos coeficientes indicam que a CBOT tem uma influência positiva na

volatilidade dos retornos do Rio Grande do Sul e, por outro lado, o Rio Grande do Sul possui uma influência negativa no mercado da CBOT. Os sinos diferentes indicam uma transmissão assimétrica.

Tabela 28 -Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos mensais da soja – CBOT e Rio Grande do Sul

Variável	Coefficiente	Erro	Estatística T	Significância
A(c,c) ^{NS}	0,43233541	0,30875668	1,40025	0,16143957
A(c,r) ^{NS}	0,11411413	0,20037723	0,56950	0,56901926
A(r,c)*	-0,97678159	0,31764195	-3,07510	0,00210430
A(r,r)*	-0,81424464	0,22266268	-3,65685	0,00025533
B(c,c)*	1,42212623	0,24655087	5,76808	0,00000001
B(c,r)*	0,60183094	0,18128826	3,31975	0,00090099
B(r,c)*	-0,83175056	0,24718546	-3,36488	0,00076576
B(r,r) ^{NS}	0,01634412	0,21199429	0,07710	0,93854638

Fonte: Resultados da pesquisa

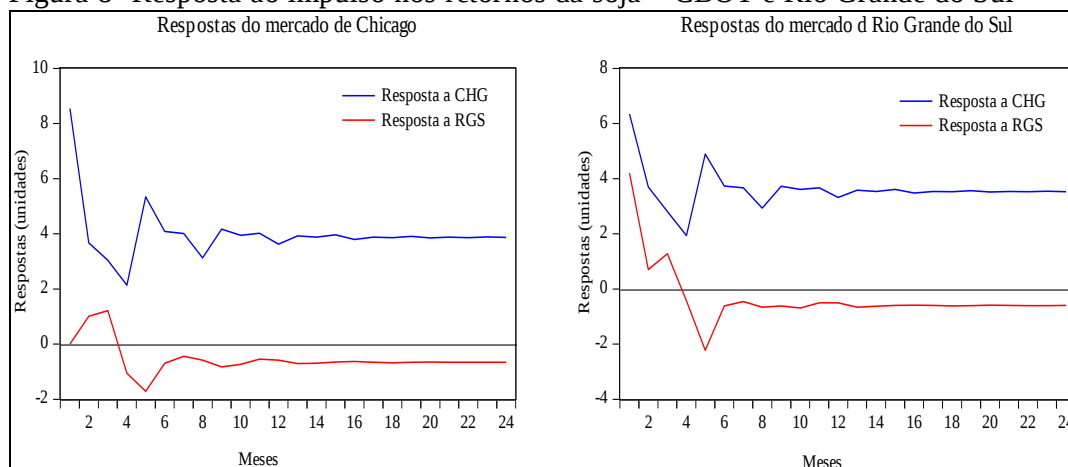
*Significante ao nível de 1% e ^{NS} Não significativa.

7.1.4.2 Função resposta ao impulso

As respostas nos retornos associadas ao choque na CBOT e no Rio Grande do Sul são apresentadas na Figura 8. O primeiro gráfico mostra o impacto do um choque do mercado do Rio Grande do Sul no mercado da CBOT e é, na maior parte, negativa; no primeiro mês começa em zero e chega ser positivo brevemente durante o segundo e terceiro mês. Porém, o impacto volta a diminuir no quarto mês e mantém-se negativo a partir desse momento, chegando perto da estabilidade a partir do mês dezoenove.

No segundo gráfico, as respostas do mercado do Rio Grande do Sul ao impulso do mercado da CBOT começam positivas e com mais dos 6%. Embora a resposta diminui entre o segundo e quarto mês, começa a aumentar novamente no quinto mês. No mês seis diminui brevemente e se aproxima da estabilidade depois do mês dezoenove. Por outro lado, a resposta ao choque do próprio mercado começa positiva e rapidamente diminui até chegar ao mais baixo nível no quinto mês. Além do que a resposta se aproxima de zero, se mantém negativa e se estabilizando a partir do décimo quinto mês.

Figura 8- Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Rio Grande do Sul



Fonte: Resultados da pesquisa

7.2 Milho

Neste capítulo são apresentados os resultados e análises empíricas dos modelos GARCH-BEKK triangular inferior e da Função Resposta ao Impulso. Para o modelo BEKK foram usados os retornos diários do milho, para os cinco mercados analisados. Dado que foram utilizados dados diários, esse também foi usado para a Função Resposta ao Impulso a uma previsão de trinta dias.

7.2.1 CBOT-Goiás

7.2.1.1 BEKK

Os resultados na Tabela 29 mostram que existem efeitos fortes de ARCH e GARCH, os quais são percebidos no alto nível de significância dos parâmetros diagonais $A(c,c)$, $A(g,g)$, $B(c,c)$ e $B(g,g)$. Portanto, os choques passados dos próprios mercados influenciam mais intensamente a volatilidade em Goiás do que na CBOT ($A(g,g) > A(c,c)$), enquanto que a volatilidade passada tem um papel maior na volatilidade dos retornos da CBOT que nos retornos de Goiás, sendo $B(c,c)$ maior que $B(g,g)$.

Na mesma tabela, os resultados dos elementos não diagonais das matrizes **A** e **B** capturaram os efeitos entre os mercados, sendo esses bidirecionais. Há evidência de transmissão bidirecional dos choques e da volatilidade entre CBOT e Goiás, já que os coeficientes $A(c,g)$, $A(g,c)$, $B(c,g)$ e $B(g,c)$ são significantes.

Tabela 29 -Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos diários do milho – CBOT e Goiás

Variável	Coefficiente	Erro	Estatística T	Significância
A(c,c)*	0,88813716	0,02406869	36,90011	0,00000000
A(c,g)*	0,01466380	0,00489359	2,99653	0,00273069
A(g,c)*	0,04661702	0,01130781	4,12255	0,00003747
A(g,g)*	0,91043709	0,02322221	39,20545	0,00000000
B(c,c)*	0,46937861	0,03254160	14,42396	0,00000000
B(c,g)**	-0,01204685	0,00573038	-2,10228	0,03552908
B(g,c)*	-0,10709682	0,01903652	-5,62586	0,00000002
B(g,g)*	0,39343150	0,03455302	11,38631	0,00000000

Fonte: Resultados da pesquisa

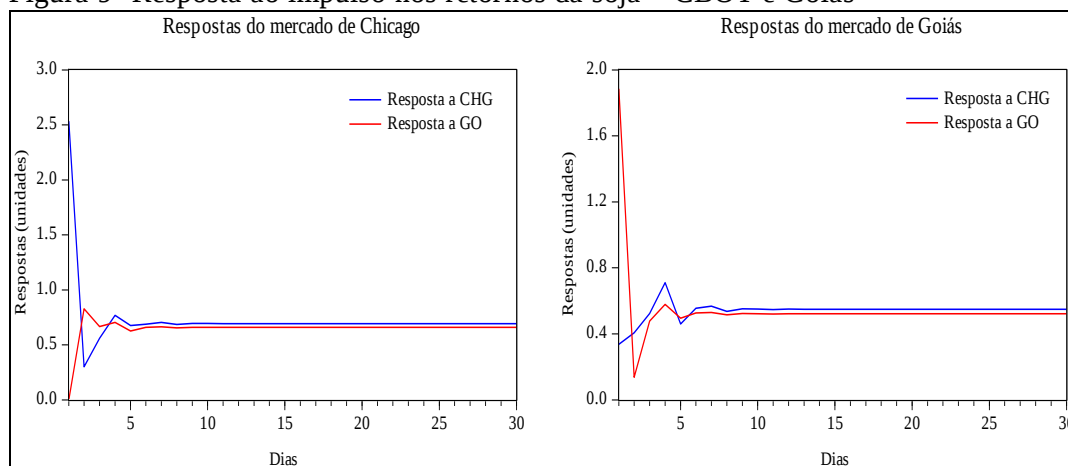
*Significante ao nível de 1% e **Significante ao nível de 5%

Enquanto a transmissão dos choques é maior do Goiás para a CBOT ($A(c,g) < A(g,c)$), a transmissão dos efeitos da volatilidade é maior da CBOT para Goiás, tendo em conta os coeficientes $B(c,g)$ e $B(g,c)$, além dos dois mercados se afetarem negativamente.

7.2.1.2 Função resposta ao impulso

O primeiro gráfico na Figura 9 apresenta os impactos de um choque entre os mercados do milho da CBOT e de Goiás, e, ao mesmo tempo, às respostas ao choque criado pelos próprios mercados. A resposta da CBOT a uma nova informação do próprio mercado é alta e positiva no primeiro dia e desce rapidamente no segundo dia, voltando a aumentar no terceiro dia, além de não voltar ao alto nível do primeiro dia. O impacto começa a se estabilizar a partir do dia oito e no dia vinte e três já atinge a estabilização total. A resposta da CBOT ao choque criado pelo mercado de Goiás começa em zero no primeiro dia e rapidamente aumenta no segundo dia. Depois do dia seis a resposta já começa a atingir a estabilidade, alcançando a estabilidade completa no dia vinte e dois.

Figura 9- Resposta ao impulso nos retornos da soja – CBOT e Goiás



Fonte: Resultados da pesquisa

No segundo gráfico, pode-se perceber que a resposta do mercado de Goiás à nova informação do mercado da CBOT é sempre positiva; porém, no primeiro dia a resposta começa a aumentar, chegando a seu ponto mais alto no dia quatro e volta a descer no dia seguinte. É a partir do dia nove que começa a se estabilizar, atingindo-o no dia vinte e três. Por sua vez, a resposta do mercado de Goiás ao choque interno e próprio, pode-se observar que começa em torno de 2% e imediatamente desce a seu ponto mais baixo no segundo dia. No terceiro dia, novamente começa a aumentar, aproximando-se da estabilidade a partir do dia nove e se equilibra totalmente no dia vinte e três.

7.2.2 CBOT-Mato Grosso

7.2.2.1 BEKK

A Tabela 30 mostra que existem efeitos ARCH e GARCH nas séries, uma vez que os parâmetros diagonais $A(c,c)$, $A(m,m)$, $B(c,c)$ e $B(m,m)$ encontram-se significativos ao nível de 1%. Os efeitos dos choques internos nos retornos do mercado da CBOT são mais fortes que os choques internos nos retornos do mercado de Mato Grosso ($A(m,m) < A(c,c)$), enquanto os efeitos da volatilidade própria foram maiores em Mato Grosso do que na CBOT ($B(m,m) > B(c,c)$).

Tabela 30 -Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos diários do milho – CBOT e Mato Grosso

Variável	Coefficiente	Erro	Estatística T	Significância
$A(c,c)^*$	0,92648969	0,02015569	45,96667	0,00000000
$A(c,m)^*$	0,01657711	0,00363465	4,56086	0,0000509
$A(m,c)^{NS}$	-0,00462368	0,00764025	-0,60517	0,54506331
$A(m,m)^*$	0,90453238	0,02092476	43,22786	0,00000000
$B(c,c)^*$	0,38586990	0,02511749	15,36260	0,00000000
$B(c,m)^*$	-0,02825083	0,00429705	-6,57447	0,00000000
$B(m,c)^*$	0,04526947	0,00958880	4,72108	0,00000235
$B(m,m)^*$	0,45422301	0,02393359	18,97847	0,00000000

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1% e ^{NS} Não significativo

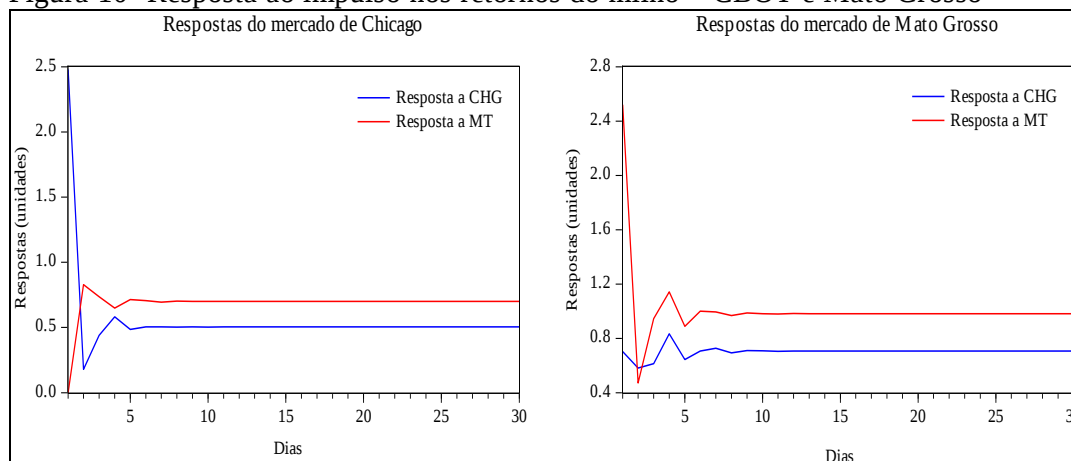
Foram encontrados efeitos de transmissão unidirecional dos choques entre CBOT e Mato Grosso, pois o coeficiente $A(m,c)$ não é significativo ao nível de 5%. Por outro lado, os efeitos dos choques na CBOT são transmitidos aos retornos do mercado de Mato Grosso, pois o coeficiente do parâmetro $A(c,m)$ é significativo. Além disso, os sinais diferentes indicam assimetria na transmissão dos choques. Foi encontrada evidência empírica de transmissão bidirecional de volatilidade nos dois mercados, devido aos parâmetros $B(c,m)$ e $B(m,c)$ serem

significantes ao nível de 1%. Novamente, os parâmetros contêm sinais contrários, indicando assimetria na transmissão de volatilidade.

7.2.2.2 Função resposta ao impulso

Na Figura 10, o primeiro gráfico apresenta as respostas ao impulso da CBOT para Mato Grosso e para ele mesmo. A uma nova informação do Mato Grosso, o efeito nos retornos da CBOT começa em zero e sobe no segundo dia, somente diminuindo lentamente entre o terceiro e o quarto dia. A partir do dia nove começa a se estabilizar, finalmente atingindo estabilidade absoluta no dia dez e nove.

Figura 10- Resposta ao impulso nos retornos do milho – CBOT e Mato Grosso



Fonte: Resultados da pesquisa

O segundo gráfico apresenta a reação do mercado de Mato Grosso a uma nova informação nele mesmo e do mercado internacional. Em relação a um choque da CBOT, a variação da resposta é pouco afetada e o mercado começa a se estabilizar depois do dia dez, atingindo-o no dia vinte e três. Por sua vez, a resposta de um choque do mercado de Mato Grosso nele mesmo é alta e diminui de forma imediata no segundo dia, aumentando novamente no terceiro dia e aproximando-se da estabilização a partir do dia doze.

7.2.3 CBOT-Paraná

7.2.3.1 BEKK

Devido aos parâmetros $A(c,c)$, $A(p,p)$, $B(c,c)$ e $B(p,p)$ serem significativos ao nível de 5%, os resultados encontrados na Tabela 31 evidenciam que as séries dos mercados apresentam efeitos ARCH e GARCH. Já que o parâmetro $A(c,c)$ é significativo e maior que o parâmetro $A(p,p)$, existe evidência empírica de que os choques internos passados tem maior

impacto nos retornos do mercado da CBOT do que os choques internos no mercado do Paraná. Ao analisar os coeficientes dos parâmetros diagonais $B(p,p)$ e $B(c,c)$, é percebido que os efeitos de volatilidade própria dentro do mercado doméstico é maior do que os efeitos que afetam o mercado internacional ($B(p,p) > B(c,c)$).

Tabela 31 - Resultados da estimação do modelo triangular GARCH-BEKK para os retornos diários do milho – CBOT e Paraná

Variável	Coeficiente	Erro	Estatística T	Significância
$A(c,c)^*$	0,95805969	0,02118334	45,22704	0,00000000
$A(c,p)^{NS}$	0,00399393	0,00396579	1,00710	0,31388822
$A(p,c)^*$	-0,03243647	0,00979754	-3,31068	0,00093071
$A(p,p)^*$	0,93386457	0,02182184	42,79496	0,00000000
$B(c,c)^*$	0,29640745	0,03497238	8,47547	0,00000000
$B(c,p)^{**}$	-0,01341191	0,00648431	-2,06836	0,03860590
$B(p,c)^*$	0,10710166	0,01613629	6,63732	0,00000000
$B(p,p)^*$	0,38993680	0,03006282	12,97073	0,00000000

Fonte: Resultados da pesquisa

*Significante ao nível de 1%, **Significante ao nível de 5% e ^{NS} Não significativo.

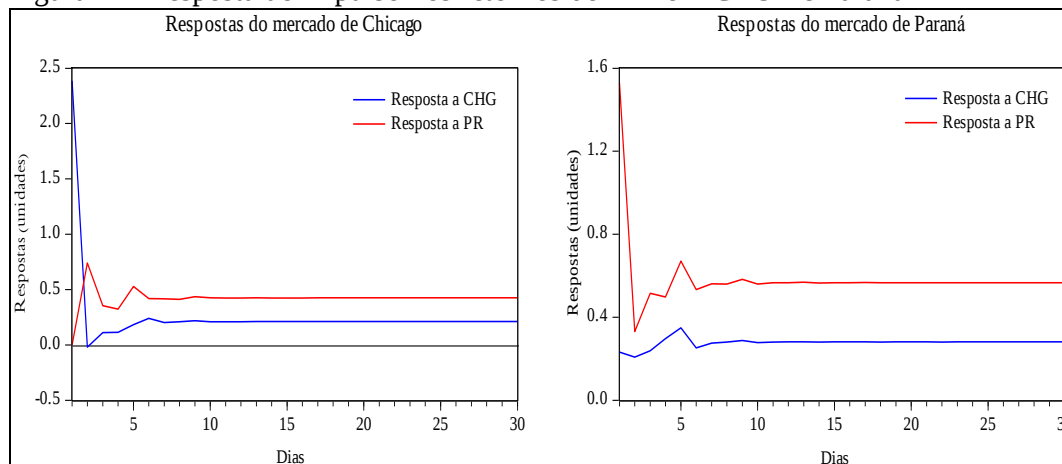
Os elementos não diagonais das matrizes **A** e **B** mostram empiricamente a existência de efeitos de transmissão unidirecional de choques entre CBOT e Paraná. O coeficiente do elemento $A(c,p)$ não é significativo ao nível de 5% e, portanto, não existe transmissão do mercado da CBOT para o Estado do Paraná, mas existe sim transmissão do mercado do Paraná para o da CBOT ($A(p,c)$). Ao contrario, existe sim evidência empírica de transmissão bidirecional dos efeitos de volatilidade entre o mercado internacional e doméstico, pois $B(c,p)$ e $B(p,c)$ são significantes ao nível de 5%. É notável que o efeito no mercado da CBOT seja positivo, enquanto no mercado do Paraná é negativo, o que significa que a transmissão é assimétrica.

7.2.3.2 Função resposta ao impulso

O primeiro gráfico na Figura 11 mostra a resposta da CBOT à nova informação do mercado do Paraná, o que começa em zero e aumenta no segundo dia e no terceiro dia começa diminuir. A resposta começa a chegar perto da estabilidade a partir do dia nove e somente chega a estabilidade total no dia vinte e seis.

As respostas do mercado do Paraná às mudanças do mesmo mercado e do mercado internacional são apresentadas no segundo gráfico. Percebe-se que o efeito de uma nova informação da CBOT no Paraná é baixo, com variações breves entre o primeiro e o décimo dia. A partir desse momento, o efeito atinge estabilidade.

Figura 11- Resposta ao impulso nos retornos do milho – CBOT e Paraná



Fonte: Resultados da pesquisa

Por sua vez, as respostas do mercado paranaense à nova informação próprio exibiram maior variabilidade. As respostas começam positivas e rapidamente descem a seu menor ponto no segundo dia. No terceiro dia começa a aumentar de novo, com variações entre os dias três e nove. É a partir do dia onze que começa atingir a estabilidade.

7.2.4 CBOT-Rio Grande do Sul

7.2.4.1 BEKK

A Tabela 32 apresenta evidência empírica de efeitos ARCH e GARCH, sendo que os parâmetros diagonais $A(c,c)$, $A(r,r)$, $B(c,c)$ e $B(r,r)$ são significativos. Isso indica que os choques e volatilidades dentro dos mercados individuais, neste caso CBOT e Rio Grande do Sul, afetam eles mesmos. Por causa do parâmetro $A(c,c)$ ser maior que o parâmetro $A(r,r)$, os choques próprios e passados têm maiores efeitos no mercado da CBOT do que no Rio Grande do Sul. Tanto $B(c,c)$ como $B(r,r)$ são significativos e negativos, mas o parâmetro do Rio Grande do Sul é maior, indicando que os efeitos da própria volatilidade passada afetam negativamente e com maior força ao mercado, em comparação com o mercado da CBOT.

Tabela 32 -Resultados da estimação do modelo triangularGARCH-BEKK para os retornos diários do milho – CBOT e Rio Grande do Sul

Variável	Coefficiente	Erro	Estatística T	Significância
$A(c,c)^*$	0,96094220	0,02206397	43,55255	0,00000000
$A(c,r)^*$	0,01278393	0,00475864	2,68647	0,00722125
$A(r,c)^*$	-0,03844240	0,00996995	-3,85583	0,00011534

Variável	Coefficiente	Erro	Estatística T	Significância
A(r,r)*	0,91547707	0,02282012	40,11710	0,00000000
B(c,c)*	-0,29504289	0,03286101	-8,97851	0,00000000
B(c,r) ^{NS}	0,00640178	0,00805887	0,79438	0,42697622
B(r,c)*	-0,10758044	0,01267099	-8,49030	0,00000000
B(r,r)*	-0,39399237	0,03017560	-13,05666	0,00000000

Fonte: Resultados da pesquisa

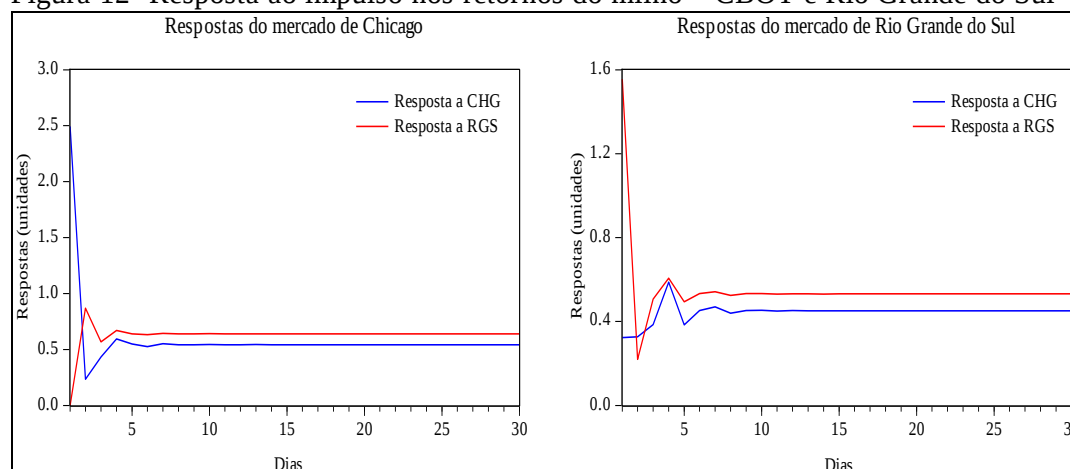
*Significante ao nível de 1% e ^{NS} Não significativo.

Os coeficientes dos parâmetros não diagonais A(c,r) e A(r,c) são significativos e, portanto, existem efeitos bidirecionais de transmissão dos choques entre esses dois mercados. Enquanto o efeito do Rio Grande do Sul na CBOT é negativo, o efeito da CBOT para Rio Grande do Sul é positivo, porém existe transmissão assimétrica. Os efeitos da transmissão de volatilidade são unidirecionais já que o coeficiente B(c,r) não é significativo. Porém, os sinais dos coeficientes são diferentes implicando que a transmissão de volatilidade é unidirecional e assimétrica, de Rio Grande do Sul para CBOT.

7.2.4.2 Função resposta ao impulso

Na Figura 12, no primeiro gráfico, pode-se observar que a resposta da CBOT a uma nova informação do mercado do Rio Grande do Sul começa em zero, aumentando no segundo dia e diminuindo brevemente no terceiro dia. O impacto se estabiliza a partir do oitavo dia. No outro lado, no segundo gráfico, observa-se que o impacto do mercado do Rio Grande do Sul a uma nova informação da CBOT é imediata e positiva no primeiro dia. O impacto volta a diminuir no quinto dia e alcança estabilidade no dia nove.

Figura 12- Resposta ao impulso nos retornos do milho – CBOT e Rio Grande do Sul



Fonte: Resultados da pesquisa

Por sua vez, a resposta a uma nova informação criada pelo próprio mercado, Rio Grande do Sul, o efeito acontece no segundo dia e volta a aumentar no terceiro e quarto dias, além do que a variância não é grande. As respostas se estabilizam a partir do oitavo dia.

8 Considerações Finais

O presente trabalho estabeleceu a existência de transmissão de preços e transmissão de volatilidade nos preços da soja e do milho, entre a CBOT e os Estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul. Foi estabelecida a integração nos preços tanto da soja como do milho nos mercados domésticos com o mercado internacional.

Os preços da soja do Rio Grande do Sul se ajustam mais rapidamente aos preços da CBOT, enquanto o Estado de Goiás se corrigem mais rápido nos preços do milho. Sendo assim, para todos os mercados domésticos, os preços da soja se ajustam a maior velocidade que os preços do milho. Este resultado pode ser relacionado à alta participação do Brasil no mercado internacional da soja e a baixa representividade do país no mercado internacional do milho.

Os preços do Estado do Paraná apresentaram maior desvio padrão nos preços da soja e, portanto, é o Estado que possui maior volatilidade entre os mercados estudados. Os preços do Estado do Rio Grande do Sul apresentaram-se os mais voláteis no caso do milho.

Em conjunto com estudos como o de Yonis (2011), os resultados mostram que os choques nos próprios mercados domésticos possuem maior efeito na volatilidade neles próprios do que os efeitos dos choques criados do mercado internacional.

O estudo mostrou que a transmissão de volatilidade dos retornos dos preços da soja é assimétrica para todos os mercados domésticos. O mesmo resultado foi encontrado na transmissão de volatilidade dos retornos dos preços do milho para os Estados de Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul; somente no Estado de Goiás, essa transmissão foi simétrica.

Assim, existem interessantes resultados, já que não se esperava que um mercado doméstico e pequeno (em comparação ao tamanho do mercado internacional) pudesse influenciar preços e volatilidade em um mercado maior. Esses resultados podem ser causados por ineficiências de mercado ou outros fatores que precisariam ser estudados em futuros trabalhos.

Referências Bibliográficas

- BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge University Press. 2002
- CHINZARA, Z.; AZIAKPNO, M. J. **Dynamic returns linkages and volatility transmission between South African and world major stock markets**. September 4, 2009. Working paper no. 146. Rhodes University.
- CIDSE. **Volatilidade dos preços dos alimentos. Consequências e impactos no direito á alimentação**. Outubro, 2011.p. 1-10
- CONFORTI, P. **Price transmission in selected agricultural markets**. Commodities and Trade Division; FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper. March, 2004.
- COSTA, A. C.; MACÊDO, F. **Agribusiness in Brazil: Past, present and perspectives**. Em Cadernos FGV Projetos. November 2011, year 6. no. 17.p. 21-23.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Séries**. Second Edition. Wiley Séries. 2004.
- FAO, IFAD, IMF, OECD, UNCTAD, WFP, the World Bank, the WTO, IFPRI and the UN HLTF. **Price volatility in food and agricultural markets: Policy responses**. Disponível em:<http://www.fao.org/fileadmin/templatés/est/Volatility/Interagency_Report_to_the_G20_on_Food_Price_Volatility.pdf> Acesso em 11/10/2012
- FAO. **Policies for the effective management of food price swings in Africa. The transition of international maize price signals in eastern and southern Africa**. Technical Brief 2. 2010
- FELIPE, P. S.; DURAZNO, F. C. **Volatility transmissions: A survey**. Setembro, 2005. p. 32-39
- GUJARATI, D.; Porter, D. **Econometria Básica**. 5ta Edição, 2008. McGraw Hill. Cap 22, pg. 784
- HERVE, O. **Which factors drive which volatility in the grain sector? Price volatility and farm income stabilization: Modelling outcomes and assessing market and policy based responses**. 123rd EAAE Seminar. Dublin, February 23-24, 2012.
- IBGE. **Produção agrícola municipal**. Disponível em:<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pam/2010/PAM2010_Publicacao_compl/eta.pdf> Acesso em 01/07/2013
- LI,Y. ; GILES, D. E. **Modelling volatility spillover effects between developed stock markets and Asian emerging stock markets**. University of Victoria, Canada. Department of Economics. May, 2013. Disponível em:<https://editorialexpress.com/cgiin/conference/download.cgi?db_name=CEF2013&paper_id=89>Acesso em 22/01/2014
- MARGARIDO, M.; TUROLLA, F.; FERNANDES, J. **Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional da soja**. Pesquisa e Debaté, SP. Vol. 12, n. 2(20), p. 5-40. 2001
- MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: Exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. p. 21-65
- MENDES, J. T. G.; PADILHA, J. B. JUNIOR.**Agronegócio: uma abordagem econômica**. Pearson Prentice Hall, São Paulo. 2007 Cap. 7, p.175-180

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO <<http://www.agri.gov.br>> Brasil projeções do agronegócio 2011/2012-2021/2022. Acesso em 15/01/2013.

NAZLIOGLU, S.; ERDEM, C.; SOYTAS, U. **Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets**. Energy Economics, 2012.

OTT, H. **Which factors drive which volatility in the grain sector?** European Commission/Joint Research Center, Agritrade, Seville, Spain. Dublin, February 23-24, 2012. p 5-6

PEREIRA, V.; DE LIMA, J.; BRAGA, M.; MENDOÇA, T. **Volatilidade condicional dos retornos de commodities agropecuárias brasileiras**. Revista de Economia, v. 36, n. 3, p. 73-94, set./dez 2010. Editora UFPR. Disponível em: <<http://ojs.c3sl.ufpr.br/ojs2/index.php/economia/article/viewFile/14058/15130>> Acesso em 05/10/12

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 7 ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2010. 647 p.

RAGHAVAN, M.; DARK, J. **Return and volatility spillovers between the foreign exchange market and the Australian All Ordinaries Index**. The IUP Journal of Applied Finance, 14 (1), 2008. p. 41-48

ROACHE, S. **What explains the rise in food price volatility?** IMF Working Paper. International Monetary Fund. Research Department, May 2010.

SAKTHIVEL, P.; BODKHE, N.; KAMAIAH, B. **Correlation and volatility transmission across international stock markets: A bivariate GARCH analysis**. International Journal of Economics and Finance. Vol.4, No. 3. March, 2012.

SOK-GEE, C.; KARIM, M. Z. A.; KARIM, M. z. A. **Volatility spillovers of the major stock markets in Asean-5 with the U.S. and Japanese stock markets**. International Research Journal of Finance and Economics. Issue 44, 2010. p. 156-168

TAYLOR, S. **Asset price dynamics, volatility, and prediction**. Princeton University Press. 2005. p.1-12, 189-193.

TOTHOVA, M. **Main challenges of price volatility in agricultural commodity markets**. In: Methods to analyze agricultural commodity price volatility. 2011, XVI. Chapter 2.

TRUJILLO-BARRERA, A.; MALLORY, M.; GARCIA, P. **Volatility spillovers in U.S. crude oil, ethanol, and corn futures markets**. Journal of Agricultural and Resource Economics. 37(2); 247-262

USDA. **The Amazon: Brazil's final soybean frontier**. January 13, 2004. Disponível em: <http://www.fas.usda.gov/pecad2/highlights/2004/01/Amazon/Amazon_soybeans.htm> Acesso em 04/06/2013

USDA. **Brazil: Record Corn Production in 2012/13; Lower Expectations for Next Year**. Disponível em: <http://www.pecad.fas.usda.gov/highlights/2013/05/br_15may2013/index.htm> Acesso em 11/07/13

VARIAN, H. **Microeconomia – Princípios básicos**. Tradução da 6. Ed., Rio de Janeiro. 2003

VASCONCELLOS, L. F. R.; DE LUCINDA, C. R.; PIRES, J. O. **Determining factors in food prices: the impact of biofuels.** Em Cadernos FGV Projetos. November 2011, year 6. no. 17. pág. 59

WANG, P. **Financial econometrics. Methods and models.** Routledge, 2003. p. 1-18

XIAO, L.; DHESI, G. **Volatility spillover and time-varying conditional correlation between the European and US stock markets.** Global Economy and Finance Journal. Vol.3, n. 2, Setembro, 2010. P. 148-164

YONIS, M. **Stock market co-movement and volatility spillover between USA and South Africa.** Master's Thesis in Economics. UMEA Universitet. 2011

Sítios Consultados:

<<http://www.iisd.org/publications/pub.aspx?id=930>> International Institute for Sustainable Development. Acesso em: 15/01/2013.

<<http://www.undp.org/content/undp/en/home.html>> United Nations Development Programme. Acesso em: 21/01/2013.

<<http://www.ers.usda.gov/topics/crops/soybeans-oil-crops/trade.aspx#.UathVECThhQ>> United States Department of Agriculture. Acesso em: 01/06/2013.

<<http://www.ers.usda.gov/topics/crops/corn/background.aspx#.Ua0AHkCThhQ>>. Acesso em: 01/06/2013 e 02/02/2014.

<http://cepea.esalq.usp.br/soja/#> Acesso em: 01/06/13.

<http://cepea.esalq.usp.br/milho/>? Acesso em: 01/06/13.

<http://www.sidra.ibge.gov.br>. Acesso em: 30/06/2013.

<http://ciagri.iaea.sp.gov.br/precosdiarios/CotacoesMoedas.aspx>. Acesso em: 30/06/2013.