



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
ESCOLA DE AGRONOMIA E ENGENHARIA DE ALIMENTOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIO

KELLEN CRISTINA CAMPOS FERNANDES

**O efeito dos preços das *commodities* agropecuárias sobre os preços
dos alimentos**

GOIÂNIA-GO
2022



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
ESCOLA DE AGRONOMIA

TERMO DE CIÊNCIA E DE AUTORIZAÇÃO (TECA) PARA DISPONIBILIZAR VERSÕES ELETRÔNICAS DE TESES

E DISSERTAÇÕES 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), regulamentada pela Resolução CEPEC nº 832/2007, sem ressarcimento dos direitos autorais, de acordo com a [Lei 9.610/98](#), 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.

O conteúdo das Teses e Dissertações disponibilizado na BDTD/UFG é de responsabilidade exclusiva do autor. Ao encaminhar o produto final, o autor(a) e o(a) orientador(a) firmam o compromisso de que o trabalho não contém nenhuma violação de quaisquer direitos autorais ou outro direito de terceiros.

1. Identificação do material bibliográfico

Dissertação Tese

2. Nome completo do autor

Kellen Cristina Campos Fernandes

3. Título do trabalho

O EFEITO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES AGROPECUÁRIAS SOBRE OS PREÇOS DOS ALIMENTOS

4. Informações de acesso ao documento (este campo deve ser preenchido pelo orientador)

Concorda com a liberação total do documento SIM NÃO¹

[1] Neste caso o documento será embargado por até um ano a partir da data de defesa. Após esse período, a possível disponibilização ocorrerá apenas mediante:

- a) consulta ao(à) autor(a) e ao(à) orientador(a);
 - b) novo Termo de Ciência e de Autorização (TECA) assinado e inserido no arquivo da tese ou dissertação.
- O documento não será disponibilizado durante o período de embargo.

Casos de embargo:

- Solicitação de registro de patente;
- Submissão de artigo em revista científica;
- Publicação como capítulo de livro;
- Publicação da dissertação/tese em livro.

Obs. Este termo deverá ser assinado no SEI pelo orientador e pelo autor.



Documento assinado eletronicamente por **KELLEN CRISTINA CAMPOS FERNANDES, Discente**, em 13/06/2022, às 13:20, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **REGINALDO SANTANA FIGUEIREDO, Usuário Externo**, em 14/06/2022, às 09:38, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **2912397** e o código CRC **81F35DE1**.

KELLEN CRISTINA CAMPOS FERNANDES

O efeito dos preços das *commodities* agropecuárias sobre os preços dos alimentos

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Agronegócio da Escola de Agronomia e Engenharia de Alimentos da Universidade Federal de Goiás como requisito para obtenção do título de Doutor em Agronegócio.

Área de concentração: Sustentabilidade e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais

Linha de Pesquisa: Competitividade e Gestão do Agronegócio

Orientador: Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo

GOIÂNIA-GO
2022

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UFG.

Fernandes, Kellen Cristina Campos

O efeito dos preços das commodities agropecuárias sobre os preços dos alimentos [manuscrito] / Kellen Cristina Campos Fernandes. - 2022.

CIV, 104 f.: il.

Orientador: Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo.

Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Goiás, Escola de Agronomia (EA), Programa de Pós-Graduação em Agronegócio, Goiânia, 2022.

Bibliografia.

Inclui siglas, abreviaturas, símbolos, gráfico, tabelas, lista de figuras, lista de tabelas.

1. Cointegração. 2. Transmissão de preços. 3. Transmissão de volatilidade. 4. Preços dos alimentos. 5. Agronegócio. I. Figueiredo, Reginaldo Santana, orient. II. Título.

CDU 33:349.42



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS

ESCOLA DE AGRONOMIA

ATA DE DEFESA DE TESE

Ata Nº **05/2021** da sessão de Defesa de Tese de **Kellen Cristina Campos Fernandes** que confere o título de Doutora em **Agronegócio**, na área de concentração em **Sustentabilidade e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais**.

Aos vinte e sete dias do mês de maio de dois mil e vinte e dois, a partir das 08h30min, Sala 09 - Desenvolvimento Rural, realizou-se a sessão pública de Defesa de Tese intitulada "O EFEITO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES AGROPECUÁRIAS SOBRE OS PREÇOS DOS ALIMENTOS". Os trabalhos foram instalados pelo Orientador, Professor Doutor Reginaldo Santana Figueiredo (EA/UFG), com a participação dos demais membros da Banca Examinadora: Professora Doutora Sônia Milagres Teixeira (EA/UFG); Professor Doutor Carlos Antônio Cardoso Sobrinho (IF GOIANO); Professor Doutor Claudécir Gonçalves (UNIRV); e Professora Doutora Juliana Silva Rodrigues Cabral (UNIRV). Durante a arguição os membros da banca **não** fizeram sugestão de alteração do título do trabalho. A Banca Examinadora reuniu-se em sessão secreta a fim de concluir o julgamento da Tese tendo sido a candidata **aprovada** pelos seus membros. Proclamados os resultados pelo Professor Doutor Reginaldo Santana Figueiredo, Presidente da Banca Examinadora, foram encerrados os trabalhos e, para constar, lavrou-se a presente ata que é assinada pelos Membros da Banca Examinadora, aos vinte e sete dias do mês de maio de dois mil e vinte e dois.

TÍTULO SUGERIDO PELA BANCA



Documento assinado eletronicamente por **Carlos Antonio Cardoso Sobrinho, Usuário Externo**, em 13/06/2022, às 19:34, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Sonia Milagres Teixeira, Professora do Magistério Superior**, em 14/06/2022, às 09:28, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **REGINALDO SANTANA FIGUEIREDO, Usuário Externo**, em 14/06/2022, às 09:38, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Juliana Silva Rodrigues Cabral, Usuário Externo**, em 14/06/2022, às 09:56, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Claudecír Gonçalves, Usuário Externo**, em 14/06/2022, às 10:13, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **2912396** e o código CRC **6BF5453D**.

Ao meu avô, Avimar Proto Campos (in memoriam), com todo o meu amor e gratidão, por tudo o que fez por mim ao longo da sua vida. Este trabalho é dedicado a ele, meu grande exemplo de caráter e dignidade, minha maior força e inspiração na vida.

AGRADECIMENTOS

Expresso aqui a mais profunda e sincera gratidão a todos aqueles que me ajudaram a tornar possível a realização deste trabalho.

Agradeço ao meu orientador, professor Dr. Reginaldo Santana Figueiredo, cuja dedicação e paciência serviram como pilares de sustentação para a conclusão deste trabalho. Obrigada por tudo, por sua disponibilidade, dedicação, atenção, paciência, apoio e companheirismo. Gratidão pela oportunidade de realizar este trabalho como parceiros, e não apenas como aluna/professor; pelos ensinamentos e sábios conselhos não só profissionais, mas também pessoais. Agradeço por acreditar no meu potencial me instigando sempre a crescer cada dia mais ao longo dessa jornada. Grata pela sua orientação preciosa.

À professora Dra. Sônia Milagres Teixeira, por ser uma constante fonte de motivação e incentivo ao longo de todo o doutorado. Não existem palavras o suficiente para dizer o quanto eu sou grata a você por ter acreditado em mim, quando nem eu mais acreditava. Sua ajuda e incentivo foram cruciais para que eu pudesse chegar até aqui.

Ao meu colega e amigo, Joelmir Divino Carlos Feliciano Vilela, poder contar com a sua boa vontade, sua experiência e o seu conhecimento foi essencial. As incontáveis horas de troca de ideias valeram a pena. Muito obrigada, meu amigo querido.

À minha querida Lindinalva de Oliveira Teixeira, secretária do PPGAGRO, pelo pronto atendimento sempre que solicitado e suporte administrativo. Deus a abençoe muito!

À Fundação de Amparo à Pesquisa do estado de Goiás (FAPEG) pela concessão da bolsa de estudo concedida durante o período de realização do doutorado.

Ao Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* Agronegócio, da UFG, pelo suporte na realização deste trabalho e aos meus professores pelo apoio, dedicação e conhecimento que foram fundamentais para a minha trajetória até aqui.

Aos meus colegas de curso, pelo companheirismo e pela troca de experiências que me permitiram crescer não só como pessoa, mas também como profissional.

Aos membros da banca examinadora, por terem aceitado o convite, pela disponibilidade em participar do aperfeiçoamento deste trabalho.

À minha mãe, Lucimeire Souza Campos Fernandes, aquela que lutou todos os dias ao meu lado, chorou as minhas lágrimas e sorriu com as minhas alegrias. Sua grande força foi a

mola propulsora que permitiu o meu avanço, mesmo durante os momentos mais difíceis. Agradeço do fundo do meu coração.

A Deus, o maior orientador da minha vida. Ele nunca me abandonou nos momentos de necessidade. Sem a direção dada por Deus, a conclusão deste trabalho não seria possível.

Encerro meus agradecimentos a estas e outras pessoas que desde o início acreditaram na minha capacidade. Muito obrigada pela amizade e por fazerem parte da minha história.

“Não fui eu que ordenei a você? Seja forte e corajoso! Não se apavore nem desanime, pois o Senhor, o seu Deus, estará com você por onde você andar”.

Josué 1:9

RESUMO

A partir da crise alimentar ocorrida em 2007-2008, o debate sobre a volatilidade de preços alimentos foi intensificado, quando houve um aumento significativo nos preços dos alimentos básicos. Essa alta de preços dos alimentos prejudica a segurança alimentar, visto que afeta de forma mais intensa a população de baixa renda, cujo gasto com alimentação é mais alto relativamente comparado às outras classes sociais. O objetivo desta pesquisa foi verificar como os preços das *commodities* agropecuárias e sua volatilidade afetam os preços dos alimentos e sua volatilidade. Para tanto, foi realizada a análise da transmissão de preços entre as *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos, utilizando o teste de cointegração de Engle e Granger (1987) e o teste de Cointegração de Johansen (1988) e a análise da transmissão de volatilidade entre as *commodities* agropecuárias e o mercados de alimentos, utilizando o modelo BEKK (Baba, Engle, Kraft e Kroner) de Engle e Kroner (1995). Verificou-se que existe relacionamento de longo prazo entre os preços dos alimentos e das *commodities* agropecuárias, de forma que as variações nos preços das *commodities* afetam os preços dos alimentos. Sugere-se para estudos futuros um aprofundamento maior na exploração teórica e empírica para explicar como ocorre esse efeito dos preços das *commodities* agropecuárias sobre os preços dos alimentos, dada a relevância da questão. As informações decorrentes deste estudo poderão contribuir para a melhoria da gestão de preços e de risco em diversas cadeias produtivas do agronegócio e em seus respectivos setores econômicos.

Palavras-chave: Cointegração. Transmissão de preços. Transmissão de volatilidade. Preços dos alimentos. Agronegócio.

ABSTRACT

Since the food crisis that occurred in 2007-2008, the debate on the volatility of food prices has intensified, when there has been a significant increase in the prices of staple foods. This rise in food prices harms food security, since it affects more intensely the population of the downtown area, whose expenditure on food is higher compared to other social classes. This research was verified as the prices of agricultural commodities and their estimate estimates the prices of food and their estimate. Therefore, an analysis of price transmission between agricultural commodities and food markets will be carried out, using Engle and Granger's (1987) cointegration test and Johansen's (1988) Cointegration test and the analysis of volatility transmission. between agricultural commodities and food markets, using the BEKK model (Baba, Engle, Kraft and Kroner) by Engle and Kroner (1995). It was found that there is a long-term relationship between the prices of food and agricultural commodities as variations in commodity prices, according to food prices. It is suggested that further study and empirical research be carried out to explain how this effect of agricultural commodity prices occurs, given data to be studied on food prices. The information derived from this can contribute to the improvement of price and risk management in various agribusiness production chains and in their economic sectors.

Key-words: Cointegration. Price transmission. Volatility spillover. Food prices. Agribusiness.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas descritivas dos preços médios mensais das <i>commodities</i> agropecuárias e dos alimentos.....	57
Tabela 2: Teste de Raiz-Unitária (Dickey-Fuller Aumentado) dos preços médios mensais das <i>commodities</i> agropecuárias e dos alimentos.....	58
Tabela 3: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços das <i>commodities</i> agropecuárias.....	59
Tabela 4: Coeficientes estimados pelo modelo VEC aplicado às séries de preços das <i>commodities</i> agropecuárias	60
Tabela 5: Teste de causalidade de Granger / Teste de Wald para exogeneidade em blocos entre os preços das <i>commodities</i> agropecuárias	61
Tabela 6: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços das <i>commodities</i> agropecuárias.....	62
Tabela 7: Teste nos resíduos das estimações em pares – Engle-Granger das séries de preços dos alimentos e do algodão em pluma	63
Tabela 8: Defasagens ótimas entre os preços dos alimentos e do algodão em pluma	64
Tabela 9: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços dos alimentos e do algodão em pluma	64
Tabela 10: Parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do algodão em pluma.....	65
Tabela 11: Parâmetros estimados para o modelo M-TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do algodão em pluma	66
Tabela 12: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços dos alimentos e do algodão em pluma	67
Tabela 13: Diagnóstico dos resíduos padronizados originais e ao quadrado e ARCH-LM das séries de preços das <i>commodities</i> agropecuárias e dos alimentos.....	68
Tabela 14: Modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços do algodão em pluma e os preços dos alimentos	70
Tabela 15: Teste nos resíduos das estimações em pares – Engle-Granger das séries de preços dos alimentos e do boi gordo.....	71
Tabela 16: Defasagens ótimas entre os preços dos alimentos e do boi gordo	72

Tabela 17: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços dos alimentos e do boi gordo.....	73
Tabela 18: Parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do boi gordo.....	74
Tabela 19: Parâmetros estimados para o modelo M-TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do boi gordo	74
Tabela 20: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços do boi gordo e os preços dos alimentos	75
Tabela 21: Modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços do boi gordo e os preços dos alimentos	76
Tabela 22: Teste nos resíduos das estimações em pares – Engle-Granger das séries de preços dos alimentos e do milho.....	78
Tabela 23: Defasagens ótimas entre os preços dos alimentos e do milho.....	78
Tabela 24: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços dos alimentos e do milho	79
Tabela 25: Parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do milho.....	80
Tabela 26: Parâmetros estimados para o modelo M-TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do milho	81
Tabela 27: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços dos alimentos e do milho.....	81
Tabela 28: Modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços do milho e os preços dos alimentos	83
Tabela 29: Teste nos resíduos das estimações em pares – Engle-Granger das séries de preços dos alimentos e da soja.....	84
Tabela 30: Defasagens ótimas entre os preços dos alimentos e da soja.....	85
Tabela 31: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços dos alimentos e da soja	85
Tabela 32: Parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e da soja.....	86
Tabela 33: Parâmetros estimados para o modelo M-TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e da soja	87

Tabela 34: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços dos alimentos e da soja	88
Tabela 35: Modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços da soja e os preços dos alimentos.....	89

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- ADF - Teste de Dickey e Fuller Aumentado
- AR - Modelo Autorregressivo
- ARCH - *Autoregressive Conditional Heterosedasticity Model*
- BEKK - Modelo Baba-Engle-Kraft-Kroner
- CIDSE - *Coopération Internationale pour le Développement et la Solidarité*
- CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento
- CONSEA - Conselho Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional
- CT&I - Ciência, tecnologia e inovação
- CV - Coeficiente de Variação
- DF - Teste de Dickey e Fuller
- DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos
- EBIA - Escala Brasileira de Insegurança Alimentar
- EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
- FAO - *Food and Agriculture Organization of the United Nations*
- FAPEG - Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Goiás
- FBSAN - Fórum Brasileiro de Segurança Alimentar e Nutricional
- FGV - Fundação Getúlio Vargas
- GARCH - Modelo de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Geral
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
- IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
- LM - Multiplicador de Lagrange
- MQO - Método dos Mínimos Quadrados Ordinários
- M-TAR - *Momentum Threshold Autoregressive Model*
- P&D - Pesquisa e desenvolvimento
- PNCBA - Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos
- POF - Pesquisa de Orçamentos Familiares
- SPELL - *Scientific Periodicals Electronic Library*
- SQR - Soma dos Quadrados dos Resíduos
- SISAN - Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional
- TAR - *Threshold Autoregressive Model*

USDA - United States Department of Agriculture

VAR - Modelo de Vetor Autorregressivo

VECM - Modelo Vetorial de Correção de Erro

VBP - Valor Bruto da Produção

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	18
1.1 Objetivos	23
1.1.1 Objetivo geral.....	23
1.1.1 Objetivos específicos.....	24
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	25
2.1 Segurança alimentar	25
2.2 Relação entre os preços das <i>commodities</i> agropecuárias e os preços dos alimentos	31
3 METODOLOGIA	37
3.1 Análise de estacionariedade	38
3.1.1 Testes de estacionariedade <i>Dickey-Fuller e Dickey Fuller Aumentado</i>	41
3.2 Cointegração.....	43
3.2.1 Teste de cointegração de Engle e Granger	44
3.2.2 Teste de cointegração de Johansen.....	45
3.2.3 Modelo vetorial de correção de erros	47
3.3 Assimetria.....	48
3.4 Teste de causalidade de Granger	50
3.5 Modelo <i>Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity</i> (GARCH).....	52
3.5.1 Modelo Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK).....	53
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	55
4.1 Comportamento das séries de preços das <i>commodities</i> agropecuárias e dos alimentos.....	55
4.2 Relação entre os preços das <i>commodities</i> agropecuárias	59
4.3 Relação entre os preços do algodão em pluma e os preços dos alimentos.....	62
4.4 Relação entre os preços do boi gordo e os preços dos alimentos.....	71
4.5 Relação entre os preços do milho e os preços dos alimentos.....	77
4.6 Relação entre os preços da soja e os preços dos alimentos	84
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	91
REFERÊNCIAS	98
IMPACTO SOCIAL E RELEVÂNCIA DA PESQUISA.....	103

1 INTRODUÇÃO

O debate sobre segurança alimentar tem se intensificado nos últimos anos devido às projeções de aumento da população e, conseqüentemente, da demanda por alimentos, das preocupações relacionadas às mudanças climáticas e suas conseqüências para a produção agropecuária e das crises do sistema capitalistas ocorridas em 2008-2009 e 2011, momento em que houve aumento de volatilidade e de picos de preços de alimentos (TORRES, 2017).

A partir de 2006-2007, o sistema alimentar global assistiu à intensificação da volatilidade dos preços internacionais das *commodities* agropecuárias, para além do grau que é característico dos mercados agrícolas, com picos de alta e o não retorno dos preços aos patamares anteriores (MALUF; SPERANZA, 2014).

Flexor e Leite (2017) afirmam que o aumento de preços dos produtos agropecuários leva a um aumento de sua produção. De 2000 até 2013, o preço da tonelada de soja passou de US\$ 211,83 para US\$ 538,42 e a oferta total subiu de 32,34 milhões para 81,50 milhões de toneladas. O mesmo ocorreu no setor de carnes, outro ramo do agronegócio que se beneficiou do *boom* das *commodities*. As cotações da carne bovina, segundo dados do Banco Mundial, mais do que duplicaram, passando de US\$ 1,93 em 2000 para US\$ 4,07 em 2013. Esse aumento dos preços foi acompanhado por um crescimento doméstico do abate de 101%. No caso da carne de aves, a elevação das cotações do quilo de frango em 74,66% foi acompanhada por uma ampliação do abate em 114%.

Entre 2006 e 2008, os preços do milho triplicaram, os da soja dobraram e os do trigo quase quadruplicaram. Alimentadas pelos grãos, todas as cadeias de proteína animal foram afetadas por um aumento dos seus custos de produção, os quais foram repassados nos preços ao consumidor final (FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS - FGV, 2008).

A discussão acerca da volatilidade de preços dos alimentos foi intensificada a partir do aumento de preços em 2007-2008. Naquele momento, os fatores como a oferta e demanda não foram suficientes para explicar o aumento de preços. Em vez disso, foram identificados outros determinantes sobre os preços dos alimentos, como preços de energia, demanda por biocombustíveis, taxa de juros e política monetária, investimentos financeiros e especulação (DÍAZ-BONILLA, 2016).

Gilbert e Morgan (2010) evidenciam que existe um conjunto de fatores que leva ao aumento dos preços dos alimentos, os quais incluem a demanda por biocombustíveis, políticas

agressivas de estoques dos países, restrições comerciais, choques macroeconômicos na oferta de moeda, taxas de câmbio, crescimento econômico da China e especulação nos mercados de *commodities*.

Maluf e Speranza (2014) afirmam que a discussão sobre os preços dos alimentos é de grande importância para a segurança alimentar e nutricional, em especial, quando a garantia de segurança no acesso aos alimentos é buscada com as perspectivas de promover a soberania alimentar.

A partir dos anos 2000, o rápido crescimento da população aumentou a demanda por alimentos, principalmente, nos países em desenvolvimento. Com o aumento da renda per capita, os consumidores nos países em desenvolvimento, não apenas aumentou o consumo per capita de alimentos básicos, mas também diversificou suas dietas para incluir mais carne, laticínios e óleos vegetais, o que ampliou a demanda por grãos e oleaginosas (TROSTLE, 2008).

A expansão da demanda mundial por alimentos ocorre há décadas, tendo se intensificado nos últimos anos, em decorrência do aumento populacional nos países em desenvolvimento, da maior longevidade, da intensa urbanização, do incremento da classe média, principalmente no Sudeste Asiático e das mudanças no comportamento dos consumidores. Projeta-se, como consequência desses fatores, a necessidade de expansão da produção de alimentos em 35%, até 2030, com o intuito de suprir o aumento da demanda por alimentos, o que é uma preocupação das agências governamentais (EMBRAPA, 2018).

Silva e Paula (2003) argumentam que o aumento da renda implica em mudanças nos padrões de consumo, o que resulta na expansão da demanda por carne, frutas e vegetais, na redução do consumo de alimentos básicos, na diversificação da cesta de consumo, bem como no aumento da demanda por produtos mais elaborados.

Maluf e Speranza (2014) explicam que as causas mais comuns das flutuações nos preços internacionais dos alimentos consistem na contínua elevação da demanda por alimentos em grandes países emergentes, como China, Índia e Brasil, dentre outros; destinação de quantidades crescentes de grãos básicos como o milho e a soja, além de outros bens alimentares, para a produção de agrocombustíveis; forte elevação dos preços do petróleo antecipando a evolução dos preços das demais *commodities* e, repercutindo nos custos de produção agrícola e de transporte; efeitos de fatores climáticos e eventos extremos como secas prolongadas e enchentes em países que pesam na oferta internacional; e especulação financeira com as *commodities* agropecuárias entrelaçada com os mercados dos ativos financeiros em geral.

Os agentes especuladores passaram a utilizar os derivativos sobre *commodities* agropecuárias como ativo em seus portfólios. Embora haja controvérsias em relação a seus efeitos, a migração de capitais dos mercados financeiros para as *commodities* tem provocado mudanças no padrão e na estabilidade de preços desses produtos (EMBRAPA, 2018).

Para Flexor e Leite (2017), a elevação dos preços das *commodities* agropecuárias ocasiona um aumento da demanda por terra nos países exportadores desses produtos, como o Brasil, provocando uma elevação dos preços dos ativos fundiários no curto prazo nesses países.

De acordo com *Food and Agriculture Organization of the United Nations* - FAO (2011), a volatilidade nos mercados de *commodities* agropecuárias também pode ser explicada pela duração do ciclo de produção agropecuária. A oferta pode não responder de forma satisfatória às mudanças de preços no curto prazo, embora isso possa ocorrer quando o ciclo de produção for concluído. Essa resposta de oferta defasada decorrentes das mudanças de preços pode ocasionar ajustes cíclicos que aumenta ainda mais a volatilidade dos mercados em questão.

Nos mercados de *commodities* agropecuárias, as elasticidades da demanda e da oferta são relativamente baixas em relação ao preço, pelo menos no curto prazo. Para equilibrar oferta e a demanda após um choque de oferta, os preços devem aumentar significativamente, especialmente se os estoques de *commodities* agropecuárias estiverem baixos (FAO et al., 2011).

Flexor e Leite (2017) argumentam que no Brasil, considerando a produção total de grãos, no período de 2000 a 2015, aumentou em 107,98%, ou seja, mais que dobrou em 15 anos. Parte significativa desse aumento deve-se ao crescimento de 197,6% da produção de soja e, em menor medida, da oferta de milho, a qual aumentou 100,22%. Em compensação, um cultivo tradicional e fundamental para a dieta brasileira, como o feijão, registrou um aumento de 22,84% no volume produzido, bastante inferior quando comparado ao crescimento na produção de soja e milho, apesar de ter registrado um aumento de 274,51% no seu preço.

Speranza e Kato (2017) afirmam que a maior atratividade do mercado, ou seja, o aumento da demanda e o aumento do preço das *commodities* agropecuárias levam à expansão da fronteira agrícola, provocando uma mudança no padrão de uso do solo, podendo acarretar maiores pressões sobre os pequenos produtores, uma vez que maiores porções de terras serão destinadas a produtos voltados para o mercado de exportação, o que pode ocasionar a ampliação da insegurança alimentar dos segmentos sociais que perdem o acesso à terra, devido à redução da oferta de produtos alimentares para seu próprio sustento e para o abastecimento desse mercado.

Em termos de área plantada, de 2000 até 2013, a área total dedicada ao cultivo de grãos em geral no Brasil cresceu 50,8%, a de soja, 116% e a de milho, 22%. A área destinada ao plantio de feijão, por outro lado, diminuiu 13,2%. Observa-se que o aumento da área plantada de grãos pode ser, em grande parte, explicado pelo aumento da área destinada ao cultivo de soja (FLEXOR; LEITE, 2017).

Martins Filho e Torero (2016) explicam que os preços altos e a volatilidade dos preços dos alimentos são dois fenômenos diferentes com implicações distintas para consumidores e produtores. Os altos preços dos alimentos afetam os consumidores de baixa renda, uma vez que precisam gastar mais em suas compras de alimentos e podem ter que reduzir a quantidade ou qualidade dos alimentos que compram, além de economizar em outros bens e serviços necessários. Para os produtores de alimentos, os preços mais altos dos alimentos poderiam aumentar suas receitas, desde que essas mudanças de preços também não aumentem seus custos de produção.

Para a *Coopération Internationale pour le Développement et la Solidarité* (CIDSE, 2011), os mais afetados pela volatilidade de preços dos alimentos são aqueles que já estavam em dificuldades, ou seja, consumidores de baixa renda e pequenos produtores para quem as incertezas do mercado aumentam os riscos de produção e de subsistência.

Os pequenos produtores não possuem capital de investimento suficiente para sustentar tal imprevisibilidade, o que pode resultar em decisões de investimento e comprometer a produção no longo prazo (CIDSE, 2011). Essa incerteza pode levar os pequenos produtores a deixarem a atividade agropecuária, o que reduziria a oferta e provocaria um aumento de preços nesses produtos.

Na concepção de Martins e Torero (2016), a maior volatilidade dos preços afeta o processo de tomada de decisão dos produtores, porque implica em oscilações de preços maiores e mais rápidas do que as que os produtores podem se ajustar. A incerteza sobre os preços torna mais difícil para os agricultores tomarem decisões acertadas sobre como e o que produzir.

Os altos níveis de preços aumentam os lucros dos produtores e seus incentivos para produzir mais e elevam os custos dos alimentos para os consumidores. Muito do debate sobre as diferentes abordagens de políticas para a produção agrícola e a segurança alimentar gira em torno de um dilema de política tradicional, o *trade-off* entre preços altos para apoiar a produção e preços baixos para ajudar o consumo (DÍAZ-BONILLA, 2016).

Kalkuhl (2016) explicam a importância da compreensão do comportamento dos preços dos alimentos para entender e avaliar a segurança alimentar. Os preços estão relacionados a

vários fatores que afetam a segurança alimentar, ou seja, oferta, renda e articulações entre mercados. Além disso, os preços são mais fáceis de ser levantados e observados do que outros indicadores de segurança alimentar. Os preços expressam as expectativas dos agentes do mercado sobre mudanças e riscos futuros. Ressalta-se que as flutuações de preços fazem parte do mercado agropecuário, contudo, quando elas se tornam grandes e inesperadas, podem causar impactos negativos na segurança alimentar de consumidores, produtores e em países inteiros.

O objetivo desta pesquisa é verificar se os preços das *commodities* agropecuárias e sua volatilidade afetam os preços dos alimentos e sua volatilidade. Para tanto, foi realizada a análise da transmissão de preços entre as *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos, utilizando o teste de cointegração de Engle e Granger (1987), o teste de Cointegração de Johansen (1988) e os modelos de Correção de Erros TAR (*threshold*) e M-TAR (*momentum threshold*) de Enders e Siklos (2001) e a análise da transmissão de volatilidade entre as *commodities* agropecuárias e o mercado de alimentos, utilizando o modelo BEKK (Baba, Engle, Kraft e Kroner) de Engle e Kroner (1995).

O estudo das transmissões de preços e de volatilidades é de grande relevância, uma vez que as pesquisas que abordam este tipo de questão ainda são escassas no Brasil, o que demonstra o grau de originalidade desta pesquisa. Ressalta-se que nos últimos sete anos, foram divulgados poucos estudos contemplaram a relação entre os mercados de *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos (ARNADE et al., 2017; CEBALLOS et al., 2017; HAMADI et al., 2017; MONCARZ et al., 2018; REZENDE et al., 2018; ŠMIECH et al., 2019; CARVALHO et al., 2020; e FASANYA; ODUDU, 2020). Este trabalho busca contribuir com a literatura nacional e internacional, ao analisar se os preços das *commodities* agropecuárias e suas volatilidades podem afetar os preços dos alimentos no Brasil.

Estudar a transmissão de preços e de volatilidade entre os mercados de *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos é de suma importância, uma vez que o aumento dos preços das *commodities* agropecuárias gera grande impacto em relação aos valores gastos pela população com alimentação, o que pode afetar a segurança alimentar da população.

Segundo os resultados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), as despesas com alimentação representam 14,2% da despesa total e 17,5% das despesas de consumo realizadas pelas famílias brasileiras (IBGE, 2020).

Os resultados da Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos (PNCBA) realizada em dezembro de 2020 pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos

Socioeconômicos (DIEESE) indicaram que, no ano de 2020, os preços do conjunto de alimentos básicos necessários para as refeições de uma pessoa adulta aumentaram em todas as capitais. O trabalhador brasileiro comprometeu, em dezembro de 2020, na média, 56,57% do salário-mínimo líquido para comprar os alimentos básicos para uma pessoa adulta (DIEESE, 2021).

O estudo da transmissão de preços e de volatilidades entre os mercados de *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos pode contribuir para o direcionamento e a formulação de políticas eficientes para assegurar a segurança alimentar da população e conduzir o processo de tomada de decisão dos agentes pertencentes aos mercados de alimentos e de *commodities* agropecuárias.

Embora a alta dos preços seja uma ameaça às famílias de baixa renda na zona urbana, ela também apresenta uma oportunidade para salvar milhões de pessoas da pobreza extrema nas áreas rurais. Isso porque os preços altos estimulam a produção e, tudo indica, a demanda continuará crescente nos próximos anos (SILVA; TAVARES, 2015).

Espera-se que este estudo possa contribuir para a compreensão das principais implicações do comportamento dos preços e das volatilidades das *commodities* agropecuárias sobre os preços dos alimentos e para o direcionamento da elaboração de políticas eficientes e da tomada de decisão dos agentes dessas cadeias produtivas, uma vez que a volatilidade dos preços dos alimentos pode afetar a segurança alimentar.

1.1 Objetivos

1.1.1 Objetivo geral

O objetivo geral da presente pesquisa é verificar se os preços das *commodities* agropecuárias e sua volatilidade afetam os preços dos alimentos e sua volatilidade.

1.1.1 Objetivos específicos

Mais especificamente, pretende-se:

- a) realizar o levantamento teórico sobre a segurança alimentar e sua importância;
- b) levantar os principais estudos que analisaram a relação entre os preços das *commodities* agropecuárias e os preços dos alimentos publicados no período de 2014 a 2021;
- c) realizar o levantamento das séries temporais de preços dos alimentos e das principais *commodities* agropecuárias produzidas no Brasil;
- d) testar a estacionariedade das séries temporais de preços dos alimentos e das *commodities* agropecuárias, por meio da utilização do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF);
- e) verificar a existência de cointegração entre as séries de preços das *commodities* agropecuárias e os preços dos alimentos;
- f) detectar a existência de assimetria na transmissão de preço entre os mercados de *commodities* agropecuárias e de alimentos, utilizando os modelos de Correção de Erros TAR (*threshold*) e M-TAR (*momentum threshold*) de Enders e Siklos (2001);
- g) examinar a causalidade no sentido de Granger entre as séries de preços das *commodities* agropecuárias e os preços dos alimentos; e
- h) verificar as possíveis transmissões de volatilidades entre os mercados de *commodities* agropecuárias e de alimentos, por meio do modelo BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner) parametrizado por Engle and Kroner (1995).

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo, são apresentados os principais aspectos teóricos que fundamentaram a presente pesquisa. Estruturalmente, o capítulo é composto por duas partes. Na primeira parte, são realizadas discussões acerca da segurança alimentar e sua importância. Na segunda parte, são apresentados de forma sistematizada os artigos publicados no período de 2014 a 2021 em periódicos nacionais e internacionais sobre a relação entre os preços das *commodities* agropecuárias e os preços dos alimentos.

2.1 Segurança alimentar

Até os anos 1980, o Brasil importava alimentos, apesar de sua grande dimensão e sua história econômica baseada em explorações de produtos primários. Havia pouca diversidade produtiva agrícola e pecuária, bem como o risco de desabastecimento interno (VIEIRA FILHO; FISHLOW, 2017).

De acordo com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2010), no decorrer dos anos 1950 e na década de 1960, o Brasil atravessou uma profunda crise de abastecimento, em particular nos grandes centros urbanos, como São Paulo, Rio de Janeiro e Recife, para cuja população não havia uma oferta suficiente de gêneros alimentícios básicos como feijão, pão, açúcar e leite. Nessa época, existiam tendências políticas que avaliavam que a agricultura era um obstáculo ao pleno desenvolvimento econômico do país, uma vez que não absorvia novas tecnologias e sua produtividade era muito baixa.

Segundo a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA, 2018), entre as décadas de 1960 e 1970, o Brasil passou por processos de industrialização e urbanização e de forte crescimento econômico, que, no entanto, não encontravam correspondência no setor agrícola brasileiro, caracterizado por baixa produtividade. As importações eram responsáveis por grande parte do abastecimento interno de alimentos. Os cerrados eram considerados áreas marginais na produção agrícola, devido à falta de tecnologia adaptada à produção tropical.

Chaddad (2017) relata que, no início da década de 1970, no setor agrícola era predominante o uso de sistemas de produção de baixa intensidade, baixa produtividade da mão

de obra e da terra, prevalência de fazendas de subsistência e pobreza rural. Além disso, o setor agrícola era tributado pelas políticas econômicas do modelo de substituição de importações. A produção agrícola crescia a uma taxa modesta à medida que novas terras se tornavam produtivas.

A partir de meados dos anos 1960, foi intensificado processo de modernização da agricultura, a qual foi estimulada com a adoção de maquinário pesado, o uso de insumos químicos e a expansão de grandes propriedades, em um processo conhecido como Revolução Verde (VIEIRA FILHO; FISHLOW, 2017).

A modernização da agricultura representou uma solução para o atraso da agricultura e da estagnação da sua produção. A expectativa é que a agricultura pudesse gerar uma produção maior de excedentes agrícolas, voltados à exportação com o objetivo de fornecer receitas para o crescimento do mercado interno, produzir matérias-primas para a indústria nacional, que estava se desenvolvendo, produzir alimentos para a população urbana e liberar força de trabalho para o emprego industrial (IPEA, 2010).

Com o intuito de garantir segurança alimentar à população crescentemente urbana e reduzir os preços dos alimentos, o governo instituiu políticas para aumentar a produção e a produtividade agrícola, incluindo investimentos públicos em pesquisa e desenvolvimento (P&D), extensão rural e crédito rural subsidiado. Além disso, os produtores rurais, com determinação para assumir riscos e empreender, tiveram papel preponderante para que o setor agrícola brasileiro experimentasse rápido desenvolvimento, tendo sido também importantes as diversas formas de organização dos produtores e das cadeias produtivas (CHADDAD, 2017).

A estabilidade macroeconômica, a crescente abertura ao comércio e a desregulamentação na década de 1990 favoreceram o acesso dos agricultores brasileiros aos mercados internacionais, fornecendo fortes incentivos econômicos para os ganhos de produtividade. O rápido aumento de preços das *commodities* agropecuárias, no início do século XXI, tornou a atividade agrícola muito atrativa e estimulou os agricultores a expandir a produção e usar tecnologias mais modernas (CHADDAD, 2017).

De acordo com a Embrapa (2018), nas últimas cinco décadas, a ciência, a tecnologia e a inovação (CT&I), em conjunto com a disponibilidade de recursos naturais, as importantes políticas públicas, a competência dos agricultores e a organização das cadeias produtivas, tornaram o Brasil um grande protagonista na produção e exportação de produtos agrícolas.

A partir dos anos 1990, a agricultura brasileira experimentou uma enorme expansão em seus indicadores econômicos (VIEIRA FILHO; FISHLOW, 2017). Chaddad (2017) destaca

que o Brasil se tornou um dos maiores produtores e exportadores de produtos agrícolas, devido ao crescimento da produtividade de 3,0 a 3,4% ao ano alcançado pelos agricultores brasileiros entre 1975 e 2010. O crescimento da produtividade, por sua vez, pode ser explicado pela disponibilidade de recursos naturais e de políticas agrícolas que evoluíram desde a década de 1960 para proporcionar os recursos necessários para os agricultores transformarem a terra, a água e a energia solar em alimentos e produtos agrícolas. Esses recursos incluem a tecnologia agrícola adaptada aos trópicos e subsídios ao crédito rural.

Vargas et al. (2020) ressaltam que a produção agropecuária brasileira é estratégica para o crescimento econômico do Brasil. Nas duas últimas décadas, o setor agropecuário expandiu de forma ascendente, impulsionando o agronegócio. Nas últimas duas décadas, o Valor Bruto da Produção (VBP) da agropecuária total do país mais que dobrou, aumentando de R\$ 309,1 bilhões para R\$ 806,6 bilhões. O valor bruto da produção da pecuária passou de R\$ 101 bilhões para R\$ 263 bilhões e as lavouras de R\$ 208 bilhões para R\$ 543 bilhões. Em relação aos grãos, a produção aumentou em proporção maior do que o aumento da área plantada, indicando um aumento de produtividade. A produção brasileira de grãos aumentou de 83 milhões de toneladas para 269 milhões de toneladas e a área plantada passou de 38 milhões de hectares para 67 milhões, levando a um aumento de produtividade de mais de 60%.

O Brasil está entre os maiores produtores de alimentos do mundo, ocupando a liderança na produção de soja, café, açúcar, suco de laranja e está entre os maiores produtores de carnes bovina, suína e de frango, milho e algodão. A expectativa, segundo projeções do *United States Department of Agriculture* (USDA), é de que o Brasil se consolide como líder da produção mundial de soja (VARGAS et al., 2020).

Para o consumidor brasileiro, além dos benefícios relacionados à maior disponibilidade de alimentos, em relação à quantidade e diversidade, observou-se redução significativa dos preços dos alimentos. Após uma forte expansão entre as décadas de 1960 e 1970, os preços dos alimentos atingiram os menores valores na década de 2000, quando passaram a apresentar tendência de alta (EMBRAPA, 2018).

De acordo com a FAO (1996), a segurança alimentar existe quando as pessoas têm acesso a alimentos suficientes para atender às suas necessidades dietéticas e preferências alimentares para uma vida ativa e saudável.

Segundo Burlandy (2009), em meados da década de oitenta, registrou-se a primeira referência à expressão segurança alimentar nas políticas governamentais brasileiras, quando,

em 1985, foi formulada no Ministério da Agricultura uma proposta de política nacional de segurança alimentar.

No ano de 1986, na I Conferência Nacional de Alimentação e Nutrição, a segurança alimentar foi definida como

a garantia, a todos, de condições de acesso a alimentos básicos de qualidade, em quantidade suficiente, de modo permanente e sem comprometer o acesso a outras necessidades básicas, com base em práticas alimentares que possibilitem a saudável reprodução do organismo humano, contribuindo para uma existência digna (BRASIL, 1986).

Nessa conferência, pela primeira vez, o termo nutricional foi incorporado à definição de segurança alimentar. A partir de 1996, o termo Segurança Alimentar e Nutricional passou a ser divulgado com mais força no Brasil após o processo preparatório para a Cúpula Mundial de Alimentação e com a criação do Fórum Brasileiro de Segurança Alimentar e Nutricional (FBSAN), em 1998 (BURITY et al., 2010).

De acordo com a Lei Orgânica de Segurança Alimentar e Nutricional, Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006, a segurança alimentar e nutricional é definida como

a realização do direito de todos ao acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais, tendo como base práticas alimentares promotoras de saúde que respeitem a diversidade cultural e que sejam ambiental, cultural, econômica e socialmente sustentáveis (BRASIL, 2006).

Para Kepple e Segall-Corrêa (2011), a definição de segurança alimentar e nutricional constitui um conceito bastante abrangente que envolve questões de acesso a alimentos de qualidade, práticas alimentares saudáveis, práticas sustentáveis de produção, cidadania e direitos humanos.

A Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006 explica que a segurança alimentar e nutricional abrange:

- I. a ampliação das condições de acesso aos alimentos por meio da produção, em especial da agricultura tradicional e familiar, do processamento, da industrialização, da comercialização, incluindo-se os acordos internacionais, do abastecimento e da distribuição dos alimentos, incluindo-se a água, bem como da geração de emprego e da redistribuição da renda;
- II. a conservação da biodiversidade e a utilização sustentável dos recursos;
- III. a promoção da saúde, da nutrição e da alimentação da população, incluindo-se grupos populacionais específicos e populações em situação de vulnerabilidade social;

- IV. a garantia da qualidade biológica, sanitária, nutricional e tecnológica dos alimentos, bem como seu aproveitamento, estimulando práticas alimentares e estilos de vida saudáveis que respeitem a diversidade étnica e racial e cultural da população;
- V. a produção de conhecimento e o acesso à informação; e
- VI. a implementação de políticas públicas e estratégias sustentáveis e participativas de produção, comercialização e consumo de alimentos, respeitando-se as múltiplas características culturais do País (BRASIL, 2006).

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2020) define a segurança alimentar como o acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais. Já a insegurança alimentar é classificada em três níveis: leve, moderada e grave.

A insegurança alimentar leve ocorre quando há uma ruptura do padrão alimentar da família, comprometendo a qualidade da composição das refeições, visto que para manter a quantidade de alimentos suficiente para o consumo, as famílias costumam trocar um alimento por outro que esteja mais barato, mesmo que haja perda da qualidade da dieta familiar. A insegurança alimentar moderada ocorre quando há a redução quantitativa de alimentos e/ou ruptura nos padrões de alimentação resultante da quantidade restrita de alimentos. Já a insegurança grave ocorre quando a família passa por privação severa no consumo de alimentos, podendo chegar à fome (IBGE, 2020).

Segundo o Conselho Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (CONSEA, 2009), no Brasil, para estimar a magnitude do problema da insegurança alimentar, são utilizados os critérios da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA), a qual avalia a capacidade de acesso das famílias às refeições básicas nos aspectos quantitativo e qualitativo, incluindo a percepção dos seus membros sobre a capacidade de assegurarem esse acesso no futuro próximo.

Para avaliar os domicílios brasileiros em relação ao seu grau de insegurança alimentar é realizada a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), a qual é estabelecida segundo os critérios da EBIA. A POF avalia as estruturas de consumo, de gastos, de rendimentos e parte da variação patrimonial das famílias, oferecendo um perfil das condições de vida da população a partir da análise dos orçamentos domésticos (IBGE, 2020).

A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada entre os anos de 2017 e 2018 pelo IBGE indica que dos 68,9 milhões de domicílios no Brasil, 36,7%, o equivalente a 25,3 milhões de famílias, estavam com algum grau de insegurança alimentar: leve (24%, ou 16,4 milhões), moderada (8,1%, ou 5,6 milhões) ou grave (4,6%, ou 3,1 milhões) Os índices de Insegurança Alimentar foram proporcionalmente mais expressivos na área rural. Na área rural,

a insegurança alimentar grave foi de 7,1% (676 mil domicílios), acima do verificado na área urbana (4,1%, ou 2,5 milhões de domicílios) (IBGE, 2020).

Ao comparar os resultados da POF 2017-2018 com as pesquisas realizadas anteriormente, nota-se que a situação de segurança alimentar, registrada em 65,1% em 2004, vinha crescendo ao longo das pesquisas de 2009 (69,8%) e 2013 (77,4%), mas sofreu retração em 2017-2018 (63,3%), atingindo o ponto mais baixo da série. A insegurança alimentar leve teve aumento de 33,3% frente a 2004 e 62,2% em relação a 2013. Já a insegurança alimentar moderada aumentou 76,1% em relação a 2013 e a insegurança alimentar grave, 43,7% (IBGE, 2020).

Para Maluf e Speranza (2014), os preços dos alimentos devem ser considerados na discussão sobre a segurança alimentar e nutricional, quando abordada com as perspectivas da soberania alimentar e do direito humano à alimentação adequada e saudável, especialmente, nas situações em que os preços dos alimentos aumentam significativamente.

Baccarin e Oliveira (2021) afirmam que em termos sociais, a alta de preços dos alimentos atinge mais intensamente a população com menor renda, cujo dispêndio com alimentação é relativamente mais alto que o de outras camadas sociais. Em consequência, pode ocorrer diminuição da quantidade de alimentos adquirida ou a substituição daqueles com maior pelos com menor qualidade nutricional, agravando a situação de Insegurança Alimentar e Nutricional.

Se o preço dos alimentos aumenta e a renda da população não acompanha esse aumento, possivelmente as famílias, principalmente as de baixa renda, diminuirão a quantidade e/ou a qualidade dos alimentos adquiridos. No caso dessas famílias, que usam parte significativa de seu orçamento para compra de alimentos, tais variações de preços podem gerar insegurança alimentar (BURITY et al., 2010).

Segundo Speranza e Kato (2017), a alta dos preços dos alimentos pode levar as famílias a reduzirem o consumo ou a substituírem os alimentos por produtos com menor qualidade nutricional, mas que apresentem menor preço. Isso pode ter impactos bastante severos sobre a segurança alimentar dessas famílias. Essa estratégia de substituição tende a ser tanto maior quanto menor for a renda das famílias e maior for o peso da alimentação no orçamento familiar.

Silva e Tavares (2015) explicam que embora a alta dos preços seja uma ameaça à sobrevivência de famílias de baixa renda, ela também apresenta uma oportunidade para estimular a inserção produtiva de milhões de pequenos produtores que vivem em situação de pobreza em áreas rurais da América Latina, uma vez que os preços altos estimulam a produção.

Speranza e Kato (2017) afirmam que o cenário de alta no preço dos alimentos pode representar oportunidade de ganho para os agricultores familiares, que tendem a conseguir melhores preços para os produtos comercializados. Para que essas oportunidades sejam aproveitadas, é importante combinar políticas sociais com políticas de apoio à produção da agricultura familiar, bem como com instrumentos de apoio à comercialização e à criação de novos mercados. Essas ações devem se orientar para o objetivo de favorecer o acesso e a aquisição de alimentos pelas famílias mais vulneráveis, além de estimular a produção da agricultura familiar, incluindo a produção de subsistência e a oferta de alimentos de maior qualidade.

2.2 Relação entre os preços das *commodities* agropecuárias e os preços dos alimentos

Esta seção tem como enfoque a discussão de estudos acerca da relação entre os preços das *commodities* agropecuárias e os preços dos alimentos. Foi realizada a seleção de uma base de artigos científicos com essa temática, publicados no período de 2014 a 2021. Foi realizada uma consulta às bases de dados: Portal de Periódicos da Capes, SciELO Brasil, *Scientific Periodicals Electronic Library* (SPELL) e *Science Direct*.

As palavras-chave de busca utilizadas na pesquisa foram: transmissão de preços, cointegração, preços dos alimentos, preços das *commodities* agropecuárias, *spillover*, *food price*, *agricultural commodity price*, *cointegration*, *volatility food price*, *volatility agricultural food security*, *commodity price*.

Na filtragem inicial por título e resumo, foram selecionados 32 (trinta e dois) artigos que aparentemente estavam relacionados ao escopo da pesquisa. Entretanto, desses 32 artigos, verificou-se que 12 (doze) pesquisas estavam relacionadas à relação entre os preços do petróleo e dos biocombustíveis e os preços dos alimentos e 8 (oito) pesquisas analisaram a relação de preços entre as *commodities* entre si, mas não traziam uma análise em relação aos preços dos alimentos. Como resultados da pesquisa, 12 (doze) artigos foram selecionados e passaram por uma leitura prévia. Desses, 4 (quatro) artigos não continham informações que se enquadravam no conceito proposto, restando, 8 (oito) artigos para apresentação. No Quadro 1, tem-se uma síntese das pesquisas sobre a relação entre os mercados de *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos, no período de 2014 a 2021.

Quadro 1: Resumo das pesquisas sobre a relação entre os mercados de *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos, no período de 2014 a 2021.

Autoria	Objetivo e Metodologia	Principais resultados
Arnade et al. (2017)	O trabalho analisou a transmissão dos preços internacionais das <i>commodities</i> agrícolas ao mercado doméstico chinês durante um período em que a China estava se abrindo aos mercados mundiais e ajustando constantemente suas políticas agrícolas em resposta às mudanças nas condições do mercado internacional. Foi estimado um modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC).	Os resultados mostraram que o trigo, o arroz e a carne bovina têm transmissões de preços muito baixos ou inexistentes. Verificou-se que a transmissão de preços mais forte é para a soja e o farelo de soja. Constatou-se que o frango, o milho e os suínos têm taxas de repasse de preços mais moderadas para a China.
Ceballos et al. (2017)	O artigo examinou a transmissão de preços e de volatilidade de curto prazo das principais <i>commodities</i> de grãos para 41 produtos alimentícios domésticos em 27 países da África, América Latina e Sul da Ásia, utilizando um modelo de heteroscedasticidade condicional autorregressiva generalizada multivariada (MGARCH) e o modelo Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK).	Verificou-se que a transmissão da volatilidade é estatisticamente significativa em apenas um quarto dos mercados de milho testados, mais da metade dos mercados de arroz testados e todos os mercados de trigo testados. Constatou-se que a transmissão da volatilidade é mais comum quando o comércio internacional (importação e exportação) é grande em relação às necessidades domésticas.
Hamadi et al. (2017)	O artigo examinou o nível de interdependência entre as principais <i>commodities</i> agrícolas, especificamente milho, soja, trigo e óleo de soja, utilizando o modelo de Heteroscedasticidade Condicional Autorregressiva Geral (GARCH)	Apesar das evidências significativas de transmissão de volatilidade bidirecional entre os mercados analisados, verificou-se que há mais transmissão dos mercados de soja e óleo de soja para os mercados de milho e trigo do que o inverso.
Moncarz et al. (2018)	O trabalho avaliou os efeitos dos preços das <i>commodities</i> agrícolas sobre o bem-estar, a pobreza e a indigência no Uruguai no período 2002-2011. Para estimar as elasticidades de longo prazo para o índice de preços de alimentos e bebidas em relação aos preços das <i>commodities</i> agrícolas, foi utilizado o modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC).	Verificou-se que em países com uma grande proporção de famílias de baixa e média-baixa renda, um aumento nos preços das <i>commodities</i> agrícolas pode ter um efeito prejudicial e generalizado sobre a população por meio do aumento do custo da cesta de consumo.
Rezende et al. (2018)	O trabalho analisou a volatilidade e a transmissão do preço do trigo internacional para os preços domésticos desse grão e seus derivados no Brasil. Foram utilizados testes estatísticos, como estatística descritiva, teste de raiz unitária de ADF, teste de cointegração e aplicação do modelo VEC.	Verificou-se uma correlação forte e positiva do preço do trigo brasileiro com os preços do trigo norte-americano e moderada e positiva com os preços do trigo argentino. No curto prazo, o modelo VEC indicou que uma hipotética variação de 1% no preço do trigo argentino levaria a um aumento de 1,34%, no preço do trigo brasileiro, e a variação de 1% no preço do trigo norte-americano, ampliaria em 1,29% a variação do preço da farinha de trigo no Brasil. Os derivados do trigo brasileiro (farinha de trigo e pão francês) sofrem maior influência das variações ocorridas nos preços do trigo norte-americano.
Śmiech et al. (2019)	O estudo analisou as transmissões da volatilidade nos mercados de alimentos e nos mercados não alimentares. Na metodologia do estudo, foram analisadas as decomposições da variância de erro de previsão obtidas dentro de uma estrutura de vetores autorregressivos generalizados	Verificou-se que a volatilidade do mercado de arroz não é transmitida a outros mercados, com exceção do ocorrido no ano de 2009, quando houve uma alta significativa no preço do arroz e os choques de volatilidade foram transmitidos aos mercados de soja e de trigo. Constatou-se que o mercado de milho transmite volatilidade para os mercados de soja, trigo e arroz.

	(VAR), conforme proposto por Diebold e Yilmaz (2012).	
Carvalho et al. (2020)	O trabalho avaliou a transmissão de volatilidade no mercado de <i>commodities</i> agrícolas no Brasil utilizando um modelo multivariado GARCH, mais especificamente o modelo Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK).	Os resultados da pesquisa indicaram que os preços do etanol, da soja e do açúcar estão relacionados à dinâmica de equilíbrio de longo prazo e de curto prazo, mas não foi possível concluir que exista transmissão de volatilidade entre os preços analisados.
Fasanya e Odudu (2020)	O estudo examinou as transmissões de retorno e volatilidade no mercado agrícola nigeriano, analisando os preços mensais do trigo, arroz, soja, óleo de palma e amendoim, utilizando o modelo GARCH.	Verificou-se que há uma forte interdependência dos preços das <i>commodities</i> agrícolas no mercado nigeriano. Observou-se que a soja e o trigo exercem mais influência do que as outras <i>commodities</i> analisadas. Constatou-se que o arroz é mais vulnerável a choques de volatilidade de outros mercados, seguido por soja, trigo e óleo de palma, enquanto o amendoim tem a menor vulnerabilidade e menor risco em relação aos outros produtos analisados.

Fonte: Resultados da pesquisa (2022)

Nos estudos de transmissão de preços, o principal modelo aplicado foi o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC) (ARNADE et al., 2017; MONCARZ et al., 2017; REZENDE et al., 2018).

Nos estudos de transmissão de volatilidade, os principais modelos aplicados foram o Modelo de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Geral (GARCH) (CEBALLOS et al., 2017; HAMADI et al., 2017; CARVALHO et al., 2020; FASANYA; ODUDU, 2020) e o Modelo Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) (CEBALLOS et al., 2017; CARVALHO et al., 2020).

Os estudos de Arnade et al. (2017), Ceballos et al. (2017) e Rezende et al. (2018) analisaram a relação entre os preços dos mercados internacionais de *commodities* agrícolas e os mercados domésticos.

Arnade et al. (2017) analisaram a transmissão de preços das *commodities* agrícolas (carne bovina, frango, milho, algodão, suínos, soja, farelo de soja, arroz e trigo) entre o mercado externo e o mercado doméstico chinês. Das *commodities* analisadas, verificou-se que a China pode influenciar os preços internacionais da soja, trigo, algodão e carne bovina. Observou-se uma forte transmissão de preços do mercado internacional de soja e de farelo de soja para o mercado doméstico chinês.

Na análise de longo prazo, constatou-se que um aumento de 1% nos preços mundiais da carne bovina (ou frango) resulta em uma variação de, aproximadamente, 2,6% no preço da carne bovina (ou frango) na China. Os preços do algodão e do arroz na China subiriam 6,8% e

7%, respectivamente, em resposta a um aumento de 10% nos preços mundiais destes produtos (ARNADE et al., 2017).

Ceballos et al. (2017) estudaram a transmissão de preços e de volatilidade de curto prazo das principais *commodities* de grãos para 41 produtos alimentícios domésticos em 27 países da África, América Latina e Sul da Ásia. Os autores verificaram o grau de dependência do comércio internacional de determinada *commodity* influencia na magnitude de transmissão de volatilidade. A Colômbia é altamente dependente das importações de milho e apresentou transmissão de volatilidade significativa. O Senegal e a Tailândia atuam no comércio de arroz, como importador e exportador, respectivamente, e ambos apresentam efeitos colaterais da volatilidade dos mercados mundiais. Brasil, Bolívia, Peru e Etiópia dependem fortemente das importações de trigo e mostram transmissão de volatilidade dos mercados mundiais.

Rezende et al. (2018) analisaram a volatilidade e a transmissão do preço do trigo internacional para os preços domésticos desse grão e seus derivados no Brasil. Verificou-se que, no curto prazo, a alteração de 1%, na variação do preço do trigo argentino transfere alterações de 1,34%, 0,59% e 0,23% para a variação dos preços domésticos-brasileiros do trigo, farinha de trigo e pão francês, respectivamente. Já na hipótese de alterações de 1% na variação do preço trigo norte-americano no curto prazo, essas são transferidas em conjunto para variações na ordem de 0,70%, 1,29% e 0,54% para variações dos preços domésticos-brasileiros do trigo, farinha de trigo e pão francês.

Rezende et al. (2018) concluíram que um choque nos preços do trigo argentino no curto prazo é transferido para os preços do trigo brasileiro, porém tem-se um extenso período de ajuste rumo ao equilíbrio da relação entre os preços destes produtos. Infere-se que isso ocorra pelo fato de o Brasil, geralmente, recorrer a outros mercados, principalmente, ao norte-americano, para importação da *commodity*.

Em relação à farinha de trigo, Rezende et al. (2018) constataram que o grão norte-americano é o que apresenta maior influência sobre os derivados do trigo brasileiro, mais precisamente, na farinha de trigo e no pão francês, o que corrobora o fato de o trigo proveniente dos EUA ter como finalidade principal o processamento e consumo, influenciando, portanto, mais os derivados do que propriamente o trigo brasileiro.

Para Rezende et al. (2018), o preço do pão é o que sofre menor influência dos preços do trigo argentino e norte-americano, principalmente, se comparado aos preços brasileiros do trigo e da farinha de trigo, visto que os preços do pão francês no mercado brasileiro sofrem mais influências das alterações ocorridas nos preços do trigo norte-americano do que das alterações

dos preços do trigo argentino. Esse resultado corrobora a influência dos preços do trigo norte-americano sobre a farinha de trigo brasileira, quando comparada com o impacto gerado, devido às alterações no preço do trigo argentino. Os autores destacam que sobre esses resultados pesa o fato de a farinha de trigo ser a principal matéria-prima para fabricação do pão francês.

Os trabalhos de Carvalho et al. (2020) e de Śmiech, (2019) analisaram os mercados de *commodities* e de alimentos, trazendo à discussão a cana-de-açúcar e o milho como matéria-prima para a produção de biocombustíveis.

Os resultados da pesquisa de Carvalho et al. (2020) indicaram que os preços do etanol, da soja e do açúcar estão relacionados tanto pela dinâmica de equilíbrio de longo prazo quanto de curto prazo. Em relação à transmissão de volatilidade, verificou-se que as *commodities* agrícolas sofrem forte influência apenas de suas próprias volatilidades, uma vez que não foram encontradas evidências significativas de transmissão de volatilidades dos mercados do etanol para os mercados de alimentos, neste caso a soja e o açúcar. Uma possível explicação é que a cultura de cana-de-açúcar pode competir por áreas agrícolas não somente com a cultura da soja, mas também com outras culturas como milho, algodão e laranja.

Śmiech et al. (2019) mostraram que o mercado de milho é transmissor de volatilidade para os mercados de soja, trigo e arroz. Segundo os autores, a participação do milho utilizada para a produção de biocombustíveis (etanol) aumentou significativamente no período analisado, indicando que a relação entre os mercados de energia e de *commodities* agrícolas tornaram-se mais estreitas, de forma indireta por meio do mercado de milho.

Os resultados da pesquisa de Hamadi et al. (2017) sugerem que um aumento de uma unidade na volatilidade do óleo de soja leva a uma diminuição de 0,37 unidade na volatilidade da soja, enquanto um aumento de uma unidade na volatilidade da soja leva a uma diminuição de 2,65 unidades na volatilidade de óleo de soja. A magnitude da transmissão de volatilidade para soja e óleo de soja é maior no milho e trigo do que vice-versa. Observou-se que um choque no mercado de soja, levando a um aumento de uma unidade em sua volatilidade, aumentará a volatilidade do milho e do trigo em 23,02 e 10,56 unidades, respectivamente.

A pesquisa realizada por Hamadi et al. (2017) identificou que um aumento de uma unidade na volatilidade do óleo de soja aumenta a volatilidade do milho e do trigo em 8,68 e 3,98, respectivamente. Enquanto um aumento de uma unidade na volatilidade do milho aumenta a volatilidade da soja e do óleo de soja em 0,04 e 0,11, respectivamente e a volatilidade do trigo aumenta a volatilidade da soja e do óleo de soja em 0,09 e 0,25, respectivamente.

Para Hamadi et al. (2017), o impacto de um aumento de uma unidade na volatilidade do trigo no milho (-2,18) é maior do que o impacto de um aumento de uma unidade na volatilidade do milho no trigo (-0,45).

Śmiech et al. (2019) analisando a transmissão de volatilidade do mercado de milho verificou que este mercado transmite até 34,5% de volatilidade para outros mercados, sendo a maior parte dessa volatilidade, cerca de 32,6%, transmitida para outros mercados de alimentos, principalmente os mercados de soja e trigo. O mercado de milho também é o principal receptor da volatilidade (32%) que vem dos mercados de alimentos (30,2%). Outros mercados de alimentos são receptores de volatilidade, o índice de volatilidade é -2,2%, -0,4% e -0,2% para os mercados de soja, trigo e arroz, respectivamente.

De acordo com os resultados da pesquisa de Śmiech et al. (2019), o mercado de soja transmitiu mais volatilidade ao mercado de trigo no período 2007-2011, enquanto no período 2012-2014, a relação é oposta. Ambos os mercados de soja e trigo foram receptores de volatilidade do mercado de arroz em 2009, quando o preço do arroz aumentou significativamente.

Os estudos de Moncarz et al. (2018) e Fasanya e Odudu (2020) analisam o efeito do aumento dos preços das *commodities* agropecuárias sobre a população de baixa renda. Para Moncarz et al. (2018), um aumento dos preços internacionais de *commodities* agrícolas provoca um aumento de cerca de 25% na pobreza e 35% no caso da indigência. De acordo com Fasanya e Odudu (2020), o aumento dos preços da *commodities* agropecuárias na Nigéria tem efeitos prejudiciais sobre as famílias de baixa renda, porque elas gastam uma grande proporção de sua renda em alimentos. Os aumentos dos preços dos alimentos deixam as famílias carentes com opções limitadas, muitas vezes prejudiciais, como redução do número de refeições, alimentação menos nutritiva, venda de outros bens ou aumento do número de crianças fora da escola. Embora muitos esforços tenham sido feitos para melhorar a qualidade e a produção mundial de alimentos, a insegurança alimentar continua presente, particularmente nas nações globais do sul da Ásia e da África, e na Nigéria, onde a desnutrição resultou na morte de muitos de seus cidadãos.

É importante ressaltar que não foram encontrados artigos científicos nacionais ou internacionais que envolvessem diretamente a relação entre os preços das *commodities* agropecuárias e dos preços dos alimentos, o que demonstra o grau de originalidade desta pesquisa.

3 METODOLOGIA

Para atingir os objetivos propostos pela presente pesquisa, foram utilizados modelos econométricos aplicados às séries temporais. Pindyck e Rubinfeld (2004) explicam que os modelos econométricos podem ser construídos e utilizados para explicar e prever movimentos futuros de uma ou mais variáveis. Os modelos econométricos aplicados às séries temporais permitem a análise do relacionamento de curto e de longo prazo entre as variáveis.

A presente pesquisa considerou como alimentos os produtos que compõem a cesta básica. Para a definição da composição da cesta básica, os itens básicos considerados foram definidos pelo Decreto Lei nº 399, de 30 de abril de 1938, o qual regulamentou o salário-mínimo no Brasil e continua vigente. O Decreto determinou que a cesta de alimentos fosse composta por 13 produtos alimentícios em quantidades suficientes para garantir, durante um mês, o sustento e bem-estar de um trabalhador em idade adulta. Os bens e quantidades estipuladas foram diferenciados por região, de acordo com os hábitos alimentares locais.

O Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) realiza, desde 1959, a Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos (PNCBA). Ressalta-se que na metodologia utilizada pelo DIEESE na Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos, o estado de Goiás está inserido na região 1, junto ao estado de São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro e Distrito Federal.

Foram utilizados dados secundários de séries históricas mensais de preços médios da carne (R\$/kg), leite (R\$/l), feijão (R\$/kg), arroz (R\$/kg), farinha de trigo (R\$/kg), batata (R\$/kg), legumes (tomate) (R\$/kg), pão francês (R\$/kg), café em pó (R\$/kg), frutas (banana) (R\$/kg), açúcar (R\$/kg), banha/óleo de soja (R\$/l) e manteiga (R\$/kg), no estado de Goiás, entre os meses de janeiro de 2005 e junho de 2020, divulgados nas bases de dados do DIEESE. No que se refere ao período da pesquisa, cada série temporal possui 186 observações.

As séries de preços das *commodities* consistem em algodão em pluma (R\$/arroba), boi gordo (R\$/arroba), milho (R\$/saca) e soja (R\$/saca), que são os principais produtos agropecuários produzidos no Brasil obtidas junto à Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB).

Os dados foram tabulados e processados no programa *Microsoft Excel 365*. Posteriormente, para o cálculo dos demais testes econométricos foram utilizados o *Eviews*, versão 10 e o *RATS (Regression Analysis of Time Series)*, versão 9.

O objetivo geral desta pesquisa é verificar se os preços das *commodities* agropecuárias e sua volatilidade afetam os preços dos alimentos e sua volatilidade. Para tanto, o trabalho seguiu as seguintes etapas metodológicas:

- a) levantamento das séries temporais de preços dos alimentos e das *commodities* agropecuárias em estudo;
- b) análise gráfica e das estatísticas descritivas;
- c) verificação da estacionariedade das séries temporais em estudo, utilizando o teste ADF;
- d) análise de cointegração entre as séries de preços das *commodities* agropecuárias e os preços dos alimentos, por meio da aplicação do Teste de cointegração de Engle-Granger, do teste de cointegração de Johansen e dos modelos TAR e M-TAR;
- e) verificação da existência de assimetria na transmissão de preço, com uso dos modelos TAR (*threshold*) e M-TAR (*momentum threshold*) de Enders e Siklos (2001);
- f) identificação da causalidade no sentido de Granger dos preços das *commodities* agropecuárias para os preços dos alimentos, por meio da aplicação do teste de causalidade de Granger emparelhado (1969); e
- g) verificação das possíveis transmissões de volatilidades entre os mercados de *commodities* agropecuárias e de alimentos, por meio do modelo BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner).

A especificação de cada um dos testes econométricos utilizados no desenvolvimento desta pesquisa será apresentada no decorrer deste capítulo.

3.1 Análise de estacionariedade

Uma das suposições mais comuns que se faz a respeito de uma série temporal é a de que ela é estacionária, ou seja, ela se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Uma série temporal é considerada estacionária se suas propriedades estatísticas não variam em relação ao tempo (PINDYCK; RUBINFELD, 2004). As séries estacionárias têm a média e a variância constantes ao longo do tempo, e a covariância entre os valores defasados das séries depende apenas da defasagem entre eles e não do tempo (GUJARATI; PORTER, 2011).

Assim sendo, o conceito de estacionariedade também é conhecido como estacionariedade fraca, covariância estacionária, estacionariedade *lato sensu* ou estacionariedade de segunda ordem (BUENO, 2011). Gujarati e Porter (2011) explicam que a série temporal y_t é fracamente estacionária se:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (3)$$

Segundo Bueno (2011), a primeira condição garante que a média seja igual para todo período, ainda que a distribuição da variável aleatória se altere ao longo do período. A segunda condição estabelece que a variância seja igual para todo período, ou seja, a variância é invariável em relação ao tempo (GUJARATI; PORTER, 2011). A terceira condição assegura que a variância seja sempre igual para todo período e que a covariância não depende do tempo, mas apenas da defasagem entre as observações (BUENO, 2011).

A estacionariedade estrita é outro conceito importante de estacionariedade usado em demonstrações estatísticas. Pindyck e Rubinfeld (2004) ressaltam que uma série temporal será estritamente estacionária se as distribuições de probabilidades forem estacionárias.

No entanto, se a série temporal estacionária é normal, a série estocástica fracamente estacionária é também estritamente estacionária, visto que a série estocástica normal é completamente especificada pela média e pela variância (GUJARATI; PORTER, 2011).

Um tipo especial de série temporal é o ruído branco. Bueno (2011) argumenta que uma série temporal $\{\varepsilon_t\}$ é um ruído branco, cuja representação é $RB(0, \sigma^2)$, se:

$$E(\varepsilon_t) = 0; \forall t \quad (4)$$

$$E(\varepsilon_t) = \sigma^2; \forall t \quad (5)$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0, \text{ todo } j \neq 0 \quad (6)$$

Para Gujarati e Porter (2011), uma série temporal é dita ruído branco se ela tiver média zero, variância constante σ^2 , e não apresentar correlação serial.

Pindyck e Rubinfeld (2004) afirmam que grande parte das séries temporais econômicas não é gerada por processos estacionários. Um exemplo clássico de série não estacionária é o modelo de passeio aleatório. Existem dois tipos de passeios aleatórios: o passeio aleatório sem deslocamento e o passeio aleatório com deslocamento.

Em um passeio aleatório sem deslocamento, não há a presença de um termo constante ou intercepto (GUJARATI; PORTER, 2011). Assim, uma série y_t é um passeio aleatório se:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Conforme mostra a equação, observa-se que o valor de y no período t é igual ao seu valor no período anterior ($t-1$) mais um choque aleatório (GUJARATI; PORTER, 2011).

Em um modelo de passeio aleatório com deslocamento, um termo constante está presente. Nesse processo, a série temporal y_t é determinada por:

$$y_t = y_{t-1} + \delta + \varepsilon_t \quad (8)$$

O comportamento de y_t depende de um componente determinístico (δ) e de outro estocástico (ε_t) (BUENO, 2011).

Ao se acrescentar o parâmetro de deslocamento, a série y_t pode deslocar-se para cima e para baixo, dependendo de δ ser positivo ou negativo (GUJARATI; PORTER, 2011).

Os modelos de passeio aleatório com deslocamento e sem deslocamento são considerados processos não estacionários, pelo fato de que ambos violam as condições de estacionariedade, visto que a média e variância variam ao longo do tempo (GUJARATI; PORTER, 2011).

Ao se modelar séries econômicas e financeiras, é de fundamental importância verificar se a tendência de uma série é estacionária ou estocástica (GUJARATI; PORTER, 2011). Dado o seguinte modelo:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Onde:

ε_t é o ruído branco e t é o tempo.

Considerando o seguinte modelo, onde $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 = 0$ e $\beta_3 = 1$:

$$y_t = \beta_1 + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Esse modelo é um passeio aleatório com deslocamento. Morettin e Tolo (2006) determinam que se os dados originais não constituem uma série estacionária, será preciso transformá-los.

A transformação mais comum consiste em se escrever esse modelo em sucessivas diferenças, até o processo tornar-se estacionário (GUJARATI; PORTER, 2011):

$$(y_t - y_{t-1}) = \Delta y_t = \beta_1 + \varepsilon_t \quad (11)$$

Esse modelo, expresso na equação (11), é conhecido como processo estacionário em diferença ou processo de tendência estocástica (BUENO, 2011).

Pindyck e Rubinfeld (2004) explicam que poucas séries temporais são estacionárias, porém grande parte delas pode resultar em séries estacionárias, ao serem diferenciadas uma ou mais vezes. Essas séries são chamadas de séries integradas.

A ordem d de integração depende do número de diferenciações necessárias para a série tornar-se estacionária. Séries integradas de ordem d são denotadas por $I(d)$ (BUENO, 2011).

Por outro lado, considerando $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$ e $\beta_3 = 0$, tem-se:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Gujarati e Porter (2011) descrevem o modelo, dado pela equação (12), como processo de tendência estacionária. Mesmo que a média de y_t , dada por $\beta_1 + \beta_2 t$, varie ao longo do tempo, a sua variância é constante. Visto que os valores de β_1 e β_2 são conhecidos, a média poderá ser prevista. Ao se subtrair de y_t a tendência determinística, dada pela média de y_t , será obtida uma série estacionária.

3.1.1 Testes de estacionariedade *Dickey-Fuller e Dickey Fuller Aumentado*

Um teste muito usual para se detectar a estacionariedade de uma série é o teste de raiz unitária. Considerando o seguinte modelo de passeio aleatório:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde: ε_t é um ruído branco.

Se o coeficiente ρ da equação (7) é estatisticamente igual a 1, tem-se a raiz unitária, o que significa que a série é não estacionária. Se $|\rho| < 1$, isto é, se o valor absoluto de ρ for menor do que um, a série será estacionária (GUJARATI; PORTER, 2011).

Ao se expressar a equação (7) de outra forma, tem-se:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

que também pode ser expressa por:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

A equação (9) descreve a série na primeira diferença, onde $\delta = (\rho - 1)$. Na série diferenciada (Δy_t), a hipótese nula da raiz unitária é $\delta = 0$ e, a primeira diferença de y_t é um ruído branco ($\Delta y_t = \varepsilon_t$), que é estacionário (GUJARATI; PORTER, 2011).

Um dos testes pioneiros para a verificação da existência de raiz unitária foi desenvolvido por Dickey e Fuller (1979), e é conhecido como teste DF. O teste DF considera as seguintes hipóteses nulas:

y_t é um passeio aleatório:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \tau \quad (10)$$

y_t é um passeio aleatório com deslocamento:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \tau_\beta \quad (11)$$

y_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \tau_\tau \quad (12)$$

Onde: t é a variável de tendência.

Em todos os casos acima, as hipóteses nulas são de que $\delta = 0$, o que define a presença de uma raiz unitária, indicando que a série temporal não é estacionária. As hipóteses alternativas para todas as equações acima indicam que $\delta < 0$, ou seja, não há uma raiz unitária e a série é estacionária (GUJARATI; PORTER, 2011).

Bueno (2011) argumenta que um dos problemas referentes ao teste *DF* é que ele considera o termo de erro como um ruído branco, podendo ser utilizado somente para as séries em que os erros não são autocorrelacionados, o que limita o poder do teste. Dickey e Fuller desenvolveram outro teste, o teste de Dickey e Fuller Aumentado (*ADF*), incluindo defasagens em relação à variável que está sendo analisada.

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\text{Onde: } \Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2}) \quad (14)$$

A hipótese nula do teste *ADF* é a mesma do teste *DF*. O teste *ADF* é realizado utilizando os mesmos valores críticos de Dickey e Fuller, desde que se corrija o modelo, considerando as demais variáveis defasadas, os valores críticos permanecem inalterados (BUENO, 2011). A principal vantagem do teste *ADF* em relação ao *DF* é que ao incluir um número suficiente de defasagens, garante-se que os resíduos sejam autocorrelacionados.

Dickey e Fuller (1979) demonstraram que a estatística de teste τ não é igual à distribuição t estatística, haja vista que a série temporal y_t não é estacionária. Dickey e Fuller (1979) obtiveram os valores críticos da estatística τ com base em simulação de Monte Carlo.

A tabela de valores críticos desenvolvida por Dickey e Fuller é limitada. MacKinnon (1991), posteriormente, desenvolveu tabelas mais extensas com os valores da estatística τ com qualquer número de observações.

Gujarati e Porter (2011) explicam que se o valor absoluto calculado da estatística τ ($|\tau|$) for superior ao valor crítico das estatísticas τ de Dickey-Fuller e MacKinnon, pode-se rejeitar a hipótese nula de que o processo tem raiz unitária, ou seja, a série temporal é estacionária.

3.2 Cointegração

Pindyck e Rubinfeld (2004) afirmam que grande parte das séries temporais econômicas não é gerada por processos estacionários. Estimar uma regressão de duas séries temporais não estacionárias pode levar a resultados espúrios, no sentido de que testes de significância convencionais tenderão a indicar uma relação entre as variáveis quando de fato ela não existe. Algumas vezes, duas variáveis podem ser não estacionárias, mas uma combinação linear dessas variáveis pode ser estacionária.

Hill, Griffiths e Judge (2010) exemplificam que se y_t e x_t são variáveis não estacionárias de ordem um, sua diferença ou qualquer combinação linear delas pode ser estacionária. Nesse caso, pode-se verificar que y_t e x_t são consideradas cointegradas. Duas variáveis são cointegradas se tiverem uma relação de equilíbrio ou de longo prazo entre elas.

Cointegração indica que y_t e x_t compartilham tendências estocásticas semelhantes e, de fato, como sua diferença e_t é estacionária, elas não divergem muito uma da outra e apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo. No curto prazo, há desvios dessa tendência comum, de modo que e_t é o erro de equilíbrio, que representa desvios a partir da relação de longo prazo (HILL; GRIFFITHS; JUDGE, 2010).

Esse conceito de cointegração recebeu um tratamento formal em Engle e Granger (1987), tornando as regressões que envolvem variáveis integradas de ordem um potencialmente significativas.

3.2.1 Teste de cointegração de Engle e Granger

Segundo Morettin (2011), se X_t e Y_t forem processos $I(d)$, então a combinação linear $Z_t = Y_t - \alpha X_t$ será, em geral, também $I(d)$. Mas é possível que Z_t seja integrado de ordem menor, por exemplo, $I(d - b)$, $b > 0$. Se $d = b = 1$, então X_t e Y_t serão $I(1)$ e Z_t será $I(0)$. Nesse caso, diz-se que X_t e Y_t são cointegrados.

No caso de um vetor X_t de ordem $n \times 1$, diz-se que ele é integrado de ordem d , $I(d)$, se d for a maior ordem de integração das séries individuais. Ou seja, se $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{nt})'$, $X_{it} \sim I(d_i)$, então $d = \max(d_1, \dots, d_n)$ (MORETTIN, 2011).

Segundo Bueno (2011), os componentes do vetor X_t são cointegrados de ordem (d, b) , denotados como $X_t \sim C.I. (d, b)$, se:

- a) todos os componentes de X_t são $I(d)$;
- b) existe um vetor $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)'$, não nulo, tal que

$$u_t = X_t' \beta \sim I(d - b), b > 0 \quad (15)$$

O vetor β , de ordem $n \times 1$, é chamado de vetor cointegrado ou vetor de cointegração.

O teste de cointegração de Engle e Granger (1987) é indicado para ser realizado em uma única equação. Engle e Granger (1987) propõem uma metodologia a três passos para determinar se essas variáveis são cointegradas de mesma ordem. A metodologia consiste em estimar a relação de longo prazo e armazenar os resíduos. Se as variáveis forem cointegradas, os resíduos serão estacionários. Portanto, o objetivo é fazer o teste de raiz unitária nos resíduos. Se a hipótese nula de raiz unitária dos resíduos não for rejeitada, as variáveis não serão cointegradas. Em contraste, a rejeição da hipótese nula implica que as variáveis são cointegradas, visto que os resíduos são estacionários (BUENO, 2011).

O coeficiente β é estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Na presença de cointegração, ele será superconsistente. O conceito de superconsistência significa que o coeficiente se aproxima mais rapidamente do seu verdadeiro valor do que se fosse estimado com variáveis estacionárias diferenciadas quando a amostra é aumentada. Ou seja, se a relação de cointegração é dada por $Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t$, o mesmo β pode ser estimado quando se subtrai Y_{t-1} no lado esquerdo da equação anterior e $\beta X_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$ no lado direito, resultando no modelo $\Delta Y_t = \beta \Delta X_t + \Delta \varepsilon_t$. No entanto, a taxa de convergência do estimador nesse caso é mais lenta que no caso de estimar o coeficiente no nível. O resultado é decorrente do fato de que as variáveis são

cointegradas, uma vez que o efeito de não estacionariedade se superpõe ao de estacionariedade, mesmo que haja significativa autocorrelação dos resíduos (BUENO, 2011).

3.2.2 Teste de cointegração de Johansen

O relacionamento de longo prazo entre os mercados de alimentos e *commodities* foi analisado através do teste de Cointegração de Johansen (1988), em um contexto multivariado, onde existe a possibilidade de mais de um vetor de cointegração estar presente. Esse teste segue os mesmos princípios que a abordagem de Engle-Granger para a cointegração, na medida em que a ordem de integração das variáveis é primeiro avaliada, se as variáveis forem I(1), o procedimento de Máxima Verossimilhança de Johansen pode ser usado para determinar se existe um relacionamento de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Morettin (2011) afirma que o procedimento de Johansen é uma generalização multivariada do teste Dickey Fuller. Considerando o modelo:

$$\Delta X_t = \Phi_0 D_t + \alpha \beta' X_{t-1} + F_1 \Delta X_{t-1} + \dots + F_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + a_t \quad (16)$$

onde $\Pi = \Phi_1 + \dots + \Phi_p - I_n$ e D_t contém erros determinísticos (constante, tendências etc.).

O procedimento de Johansen (1988, 1995) para testar a existência de cointegração é baseado nos seguintes passos:

- a) verificar a ordem de integração das séries envolvidas; verificar a existência de tendência lineares;
- b) especificar e estimar um modelo de vetor autorregressivo (VAR) de ordem p para X_t , que se supõe I(1);
- c) construir testes de razão de verossimilhanças para se determinar o número de vetores de cointegração, que se sabe ser igual ao posto de Π ;
- d) dados os vetores de cointegração (normalizados apropriadamente), estimar o modelo de correção de erros via estimador de máxima verossimilhança (MORETTIN, 2011).

Haverá um possível vetor $g-1$, onde g é o número de variáveis incluídas no modelo. Com base nesse resultado, os coeficientes de longo prazo podem ser determinados e o modelo de correção de erros resultante é produzido. Esta abordagem produz dois conjuntos de

coeficientes, os coeficientes de longo prazo (β) e α que corresponde às velocidades dos coeficientes de ajuste e, aproximadamente, equivale ao termo de correção de erro.

O teste produz duas estatísticas, o teste da razão de verossimilhança baseado no autovalor máximo da matriz estocástica e o teste baseado no traço da matriz estocástica. Estas estatísticas são então usadas para determinar o número de vetores de cointegração. O teste é baseado em um exame da matriz π , onde π pode ser interpretado como uma matriz de coeficiente de longo prazo. O teste de cointegração entre as variáveis é calculado observando a classificação da matriz por meio de seus autovalores. π pode ser definido como o produto de duas matrizes:

$$\pi = \alpha\beta' \quad (17)$$

A matriz β fornece os vetores de cointegração, enquanto α fornece a quantidade de cada vetor de cointegração que entra em cada equação do Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC), também conhecido como o "parâmetro de ajuste". A principal diferença entre as duas estatísticas de teste é que o teste de Traço é um teste conjunto onde a hipótese nula é que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a r , contra uma alternativa geral que há mais de r . Enquanto o teste de valor próprio máximo conduz testes separados nos autovalores individuais, onde a hipótese nula é que o número de vetores de cointegração é r , contra uma alternativa de $(r + 1)$. As duas estatísticas são:

$$\lambda_{Traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (18)$$

$$\lambda_{Max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (19)$$

Basicamente, é um teste que verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. A abordagem padrão para o teste de cointegração de Johansen é calcular primeiro as estatísticas traço e de valor máximo e compará-las com os valores críticos apropriados (BUENO, 2011).

Segundo Bueno (2011), é preciso determinar cuidadosamente o modelo de cointegração a ser testado e a ordem de defasagens dos componentes autorregressivos. Para determinar a ordem de defasagem, é necessário combinar, simultaneamente o melhor critério de informação com a ausência de autocorrelação dos resíduos. O procedimento mais usual é determinar o menor valor de algum critério e de informação a partir de uma defasagem máxima e verificar se a autocorrelação dos resíduos é nula para todas as variáveis.

3.2.3 Modelo vetorial de correção de erros

Gujarati e Porter (2011) afirmam que quando duas variáveis são cointegradas, há uma relação de equilíbrio no longo prazo entre elas, entretanto pode existir desequilíbrio no curto prazo. Nesse caso, pode-se tratar o termo de erro da relação dessas duas variáveis como erro de equilíbrio, o qual pode ser utilizado para vincular o comportamento da regressão estimada no curto prazo à de longo prazo. O modelo vetorial de correção de erro (VEC) pode corrigir esse desequilíbrio.

Para Bueno (2011), o modelo VEC é uma versão mais completa do modelo vetorial autorregressivo (VAR), uma vez que o VAR com variáveis diferenciadas, porém não estacionárias pode omitir variáveis relevantes. O VEC corrige esse problema e determina qual a ordem de defasagem cujos resíduos estimados apresentam problemas de autocorrelação.

De forma complementar, é possível analisar o comportamento das séries que foram incluídas no modelo VEC em resposta aos choques ou alterações provocadas pelas variáveis residuais, por meio da estimação da função impulso-resposta.

Também é possível analisar a decomposição da variância, a qual fornece o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável versus os choques nas outras variáveis do sistema. Se os choques observados numa variável z não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável y , diz-se que a sequência y é exógena. Caso contrário, diz-se que a sequência é endógena (MAYORGA et al., 2007).

De acordo com Wooldridge (2013), se y_t e x_t forem processos I(1) e não forem cointegrados, pode-se estimar um modelo dinâmico em primeira diferença.. Considere a equação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_0 \Delta x_t + \gamma_1 \Delta x_{t-1} + u_t \quad (20)$$

em que u_t tem média zero, dados Δx_t , Δy_t , Δx_{t-1} e defasagens adicionais.

Se y_t e x_t forem cointegrados com parâmetro β , então há variáveis I(0) adicionais que podem ser incluídas na equação 20. Definindo $s_t = y_t - \beta x_t$, de forma que s_t seja I(0) e assumindo, para simplificar, que s_t tem média zero, serão incluídas defasagens de s_t na equação 20:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_0 \Delta x_t + \gamma_1 \Delta x_{t-1} + \delta s_{t-1} + u_t, \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_0 \Delta x_t + \gamma_1 \Delta x_{t-1} + \delta (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + u_t, \end{aligned} \quad (21)$$

em que $E(u_t | I_{t-1}) = 0$, e I_{t-1} contém informações de Δx_t e todos os valores passados de x e y . O termo $\delta(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$ é chamado de termo de correção de erro e a equação (21) é um modelo de correção de erro (WOOLDRIDGE, 2013).

Um modelo de correção de erro permite estudar a dinâmica de curto prazo na relação entre y e x . Para simplificar, considere o modelo sem defasagens de Δy_t e Δx_t :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma_0 \Delta x_t + \delta(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + u_t, \quad (22)$$

em que $\delta < 0$. Se $y_{t-1} > \beta x_{t-1}$, então, y no momento anterior ultrapassou o equilíbrio; como $\delta < 0$, o termo de correção de erro traz y em direção ao equilíbrio. De modo semelhante, se $y_{t-1} < \beta x_{t-1}$, o termo de correção de erro induzirá uma alteração positiva em y em direção ao equilíbrio (WOOLDRIDGE, 2013).

3.3 Assimetria

Em discussão mais recente, Enders e Siklos (2001) propuseram uma análise de cointegração a qual permite que o termo correção seja assimétrico. Ou seja, a velocidade de ajuste ao equilíbrio longo prazo é assimétrico; assim, desvios positivos e negativos terão respostas diferentes. Enders e Siklos (2001) sugerem investigar a cointegração com a inclusão de um limiar (*threshold*) com duas possíveis formalizações: *threshold autoregressive* (TAR) e *momentum threshold autoregressive cointegration* (M-TAR) (ARAÚJO et al., 2017).

A classe dos modelos autorregressivos com *threshold*, também conhecidos como autorregressivos não-lineares, tem ocupado posição de destaque na literatura recente de integração de mercados. Nessa classe de modelos, as observações que compõem a amostra são divididas em grupos, e o critério adotado para tal divisão é o valor assumido por determinada variável, conhecida como variável de *threshold*. A cada uma das subamostras corresponde uma autorregressão. A não-linearidade se refere ao fato de os coeficientes das autorregressões variarem entre os diferentes grupos, e não ao grau das autorregressões. Os tradicionais modelos autorregressivos lineares (AR), incorporados da variável de *threshold*, dão origem aos autorregressivos não-lineares, denominados TAR models, em que a inicial “T” se refere à presença do *threshold* (MATTOS et al., 2010).

Os Modelos de Correção de Erros TAR (*threshold*) e M-TAR (*momentum threshold*) apresentam especificação semelhante aos modelos apresentados anteriormente. A exceção se

dá pela divisão do vetor de correção de erros em diferentes vetores para choques positivos e negativos, para captar ajustes assimétricos (SURIANE, 2011).

Após verificar que as variáveis envolvidas são I(1), estabelece-se a relação de longo prazo. De posse dos resíduos estimados da equação, os desvios do equilíbrio são modelados por um processo autorregressivo *threshold*, chamado de teste de cointegração *threshold* - TAR ou *momentum threshold* - M-TAR que consiste em regredir a diferença de tais resíduos gerados em relação às variáveis *threshold*. As variáveis *threshold* são geradas pelos resíduos defasados da regressão, considerando o valor *threshold*, neste caso, igual a zero. O mesmo procedimento é adotado para o M-TAR, usando a diferenças dos resíduos defasadas.

A verificação de cointegração com *threshold autoregressive* (TAR) pode ser expressa por:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho_1 I_t \hat{\varepsilon}_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_{i+t} \Delta \hat{\varepsilon}_t + v_t \quad (23)$$

onde I_t é uma variável *dummy*, tal que:

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{se } \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{se } \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (24)$$

O parâmetro τ é *threshold* que divide a série. Este parâmetro pode ser estimado ou pode ser estabelecida uma restrição na qual esse parâmetro passa a assumir valor zero. No caso do modelo M-TAR, a variável I_t assume os seguintes valores (ARAÚJO et al., 2017):

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{se } \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{se } \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (25)$$

A representação do M-TAR sugere que a série possui maior dinâmica em uma direção do que em outra. Em ambas as especificações (TAR e M-TAR), a condição suficiente para estacionariedade do resíduo estimado ($\hat{\varepsilon}_t$) é dada por $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$. A hipótese nula de não cointegração é testada pela estatística F da hipótese nula de $\rho_1 = \rho_2 = 0$. Se a hipótese nula de não cointegração for rejeitada, verifica-se a simetria que é testada pela estatística F em que a hipótese nula é dada por $\rho_1 = \rho_2$. As equações (23, 24 e 25) são consistentes com o modelo de correção de erros. Pode-se escrever o modelo de correção de erro com *threshold* no seguinte sistema de equações (ARAÚJO et al., 2017):

$$\Delta R_t = A_0 + \rho_1 I_t \hat{\varepsilon}_{t-1} + \rho_2 (I_t - 1) \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \alpha_{11,j} \Delta R_{t-j} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_{11,j} \Delta D_{t-j} + \mu_{yt} \quad (26)$$

$$\Delta D_t = A_0 + \tilde{\rho}_1 I_t \hat{\varepsilon}_{t-1} + \tilde{\rho}_2 (I_t - 1) \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \alpha_{11,j} \Delta R_{t-j} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_{11,j} \Delta D_{t-j} + \mu_{yt} \quad (27)$$

As equações (26 e 27) permitem realizar as mesmas análises das relações de longo e curto prazo do modelo de correção de erro simétrico. Entretanto, a existência de assimetria no ajuste de longo prazo implica em erro de especificação do modelo simétrico. Do ponto de vista

de análise, os ajustes assimétricos permitem uma melhor compreensão das relações de equilíbrio entre as variáveis econômicas.

O modelo M-TAR estabelece um limiar para captar assimetrias no processo de ajustamento de preços, quando houver, além de custos de transação, cointegração. A velocidade do ajustamento pode, então, ser diferente se os desvios estiverem abaixo ou acima de um determinado *threshold* (SOARES; LOPES, 2015).

3.4 Teste de causalidade de Granger

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), um problema comum em economia é saber se mudanças em uma variável são a causa de mudanças em outra. Para Morettin (2011), a elucidação de relações de causalidade entre variáveis é um dos principais problemas em pesquisa empírica.

Para séries temporais, Granger (1969) define causalidade em termos de previsibilidade: a variável x causa a variável y , se o presente de y pode ser previsto mais eficientemente usando valores passados de x , do que não usando esse passado, toda e qualquer outra informação disponível, incluindo valores passados de y .

Stock e Watson (2004) explicam que a causalidade de Granger significa que, se X causa Y no sentido de Granger, então X é um predictor útil de Y dadas as outras variáveis da regressão. Para Bueno (2011), a questão fundamental é saber se o escalar y ajuda a prever o escalar z . Se isso não ocorre, diz-se que y não Granger causa z .

De acordo com Asteriou e Hall (2011), para a realização do teste de causalidade de Granger entre duas variáveis estacionárias Y_t e X_t , primeiramente, é preciso estimar o modelo VAR a seguir:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-1} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-1} + e_{1t} \quad (28)$$

$$x_t = a_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i x_{t-1} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-1} + e_{2t} \quad (29)$$

onde e_{1t} e e_{2t} são termos de erro de ruído branco não correlacionados.

Asteriou e Hall (2011) afirmam que neste modelo podem ocorrer as seguintes situações:

- 1) os termos defasados de x na equação (28) podem ser estatisticamente agrupados e diferentes de zero, e os termos defasados de y na equação (29) não são diferentes de zero estatisticamente. Nesta situação, conclui-se que x_t causa y_t ;

- 2) os termos defasados de y na equação (29) podem ser estatisticamente agrupados e diferentes de zero, e os termos defasados de x na equação (28) não são diferentes de zero, estatisticamente. Nesta situação, conclui-se que y_t causa x_t ;
- 3) os conjuntos de termos de x e de y são diferentes de zero estatisticamente nas equações (28 e 29). Nesta situação, tem-se a causalidade bidirecional, isto é, x_t causa y_t e y_t causa x_t ; e
- 4) os conjuntos de termos de x e de y não são diferentes de zero estatisticamente nas equações (28 e 29). Nesta situação, tem-se que x_t é independente de y_t .

Para Asteriou e Hall (2011), o teste de causalidade de Granger envolve as seguintes etapas. Primeiramente, é preciso estimar o modelo VAR dado pelas equações (28 e 29). Após a estimação do modelo VAR, é necessário verificar a significância dos coeficientes e aplicar os testes de exclusão variável, primeiro nos termos defasados de x da equação (28) e, depois, nos termos defasados de y da equação (29). De acordo com os resultados dos testes de exclusão de variáveis, conclui-se sobre a direção da causalidade, baseando-se nas quatro situações relatadas anteriormente.

Asteriou e Hall (2011) descrevem de forma detalhada, no caso de uma equação, as principais etapas para a realização do teste de causalidade de Granger. A primeira etapa consiste em regressar de y_t nos termos defasados de y e obter a soma dos quadrados dos resíduos (SQR) dessa regressão restrita (SQR_R), de acordo com a equação a seguir:

$$y_t = a_1 + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (30)$$

A segunda etapa, conforme Asteriou e Hall (2011), consiste em regressar y_t nos termos defasados de y mais os termos defasados de x e obter a soma dos quadrados dos resíduos (SQR) dessa regressão irrestrita (SQR_U), conforme a equação a seguir:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (31)$$

De acordo com Asteriou e Hall (2011), na terceira etapa a hipótese nula (H_0) e a hipótese alternativa (H_1) são definidas da seguinte forma:

$$H_0 = \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \text{ ou } x_t \text{ não causa } y_t \quad (32)$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^n \beta_i \neq 0 \text{ ou } x_t \text{ causa } y_t \quad (33)$$

Segundo Asteriou e Hall (2011), a próxima etapa do teste de causalidade de Granger consiste em calcular a estatística F para o teste de Wald normal sobre restrições de coeficiente. A equação que expressa o cálculo da estatística F , segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), é dada por:

$$F = (N - k) \frac{(SQR_R - SQR_U)}{q(SQR_U)} \quad (34)$$

onde: SQR_R e SQR_U são a soma de quadrado dos resíduos nas regressões restritas e irrestritas, respectivamente; N é o número de observações; k é o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita; e q é o número de restrição de parâmetros. Essa estatística tem distribuição $F(q, N - k)$. Caso o valor calculado da estatística F seja superior ao valor crítico da estatística F , pode-se rejeitar a hipótese nula, ou seja, conclui-se que x_t causa no sentido de Granger y_t .

3.5 Modelo *Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity* (GARCH)

Proposto por Bollerslev (1986), o modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity*) é muito utilizado em análises financeiras. Nestes modelos, a função linear da variância condicional inclui também variâncias passadas e amplia o conjunto de informações apresentado por uma série temporal e obtém uma formulação que apresenta menos defasagens em seus parâmetros.

Os modelos GARCH descrevem a volatilidade como função dos retornos passados e a própria volatilidade prévia. A volatilidade dada pelo GARCH é estimada em cada instante do tempo e são realizadas previsões um passo à frente (MOTA; FERNANDES, 2004).

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), o modelo GARCH mais simples é o modelo GARCH (1,1):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (35)$$

Observa-se que a variância do termo de erro possui três componentes: uma constante, a volatilidade do último período (o termo ARCH) e a variância do último período (o termo GARCH). Em outras palavras, a variância hoje depende de todas as volatilidades passadas, mas com ponderações que declinam geometricamente (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

O modelo GARCH (p,q) refere-se à seguinte equação para σ_t^2 :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \lambda_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \lambda_q \sigma_{t-q}^2 \quad (36)$$

A equação (36) pode ser generalizada ainda mais incluindo uma ou mais variáveis exógenas ou predeterminadas como determinantes adicionais da variância de erro. Caso X_{3t}

fosse uma variável exógena, ela poderia ser incluída como parte do seguinte modelo GARCH (1,1) (PINDYCK; RUBINFELD, 2004):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 X_{3t} \quad (37)$$

Pindyck e Rubinfeld (2004) alertam que é preciso ter cautela ao acrescentar variáveis exógenas ou predeterminadas à equação para σ_t^2 . Se X_{3t} toma valores negativos, a variância pode assumir valores negativos para algumas observações.

3.5.1 Modelo Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK)

O modelo BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner) pode ser visto como uma versão restrita do modelo VEC, o qual tem a propriedade atrativa de que as matrizes de covariância condicional são definidas positivas.

Bueno (2011) argumenta que o modelo BEKK é um caso especial do modelo VEC. O modelo VEC é uma generalização do modelo de GARCH univariado no qual a matriz de covariância condicional depende de suas próprias defasagens e das defasagens do produto cruzado dos retornos.

O modelo BEKK, parametrizado por Engle e Kroner (1995), pode ser representado pela equação (38):

$$H_t = CC^T + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A_{kj}^T r_{t-j} r_{t-j}^T A_{kj} + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K B_{kj}^T H_{t-j} B_{kj} \quad (38)$$

Onde: A_{kj} , B_{kj} e C são matrizes de coeficientes de dimensão $N \times N$, e K representa a dimensão do modelo. A matriz C é uma matriz triangular inferior e seu produto pela sua transposta garante que a matriz H_t seja positiva e, portanto, que as variâncias sejam não negativas, com K determinando a generalidade do processo. A principal vantagem dessa parametrização está relacionada à dispensa de imposição de restrição sobre os parâmetros para garantir que a matriz de covariância, H_t seja positiva. Para $p = 1$, $q = 1$ e $K = 1$, o modelo BEKK pode ser representado pelas equações (39) e (40) a seguir.

$$r_t = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (39)$$

A equação (39) representa a equação dos retornos em que $\varepsilon_t | \mathcal{F}_{t-1} \sim N(0, H_t)$, o vetor rt representa as séries de retornos em t , α é o vetor dos interceptos, β é a matriz dos coeficientes em t e ε_t representa o vetor dos choques de cada mercado ou ativo no tempo t . Já a matriz de covariância condicional pode ser representada pela equação (40).

$$H_t = C^T C + A_{\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T}^T A + B^T H_{t-1} B \quad (40)$$

Nessa equação, para $N = 2$, considera-se:

- a) H_t é uma matriz 2×2 da variância e covariância condicional em t e C é uma matriz 2×2 triangular inferior contendo 3 parâmetros;
- b) A é a matriz dos coeficientes 2×2 que medem a extensão em que os choques ou inovações no mercado i no passado afetam a variância condicional do mercado j no presente e, portanto, permite capturar o efeito ARCH entre os mercados; e
- c) B é uma matriz 2×2 dos coeficientes que medem a extensão em que a variância do mercado i no passado afeta a variância condicional do mercado j no presente e, assim, permite capturar o efeito GARCH ou o grau de persistência da variância e da covariância entre os dois mercados (i, j). A covariância corrente pode ser afetada tanto pelos choques dos dois mercados (i, j) quanto por suas volatilidades no passado.

O sistema de equações (39) e (40) é chamado de modelo BEKK com parametrização de Engle e Kroner (1995) e tem sido utilizado para análise da relação entre mercados por ser flexível o suficiente para representar a dinâmica das variâncias e covariâncias condicionais, por atender às restrições matemáticas e por ser capaz de capturar os principais fatos estilizados com poucos números de parâmetros, sem contar a parcimônia na interpretação dos resultados.

É importante ressaltar que o modelo BEKK com parametrização de Engle e Kroner (1995) é naturalmente simétrico, o que pode ser um limitante, dado que a volatilidade pode responder assimetricamente às inovações positivas e negativas. Para contornar esse problema, desenvolveu-se o modelo BEKK assimétrico, o qual foi escolhido para aplicação no presente estudo e é representado pela equação (41).

$$H_t = C^T C + A_{\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T}^T A + B^T H_{t-1} B + D^T \delta_{t-1} \delta_{t-1}^T D \quad (41)$$

Em que: D é uma matriz de parâmetros 2×2 que captura assimetria na variância. Se os coeficientes da diagonal secundária de D são significantes, isso implica que choques negativos (variações negativas - queda nos preços ou “más notícias”) causam mais volatilidade que choques positivos (variações positivas - aumento nos preços ou “boas notícias”). Dessa maneira, é possível capturar a assimetria e ainda garantir que a matriz de covariância H_t seja positiva (OLIVEIRA NETO et. al, 2021).

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este capítulo tem como enfoque a análise e discussão dos resultados para analisar o efeito dos preços das *commodities* agropecuárias sobre os preços dos alimentos.

Inicialmente, foi realizado um levantamento das séries temporais de preços dos alimentos e das *commodities* agropecuárias consideradas no estudo. Em seguida, buscou-se verificar o comportamento individual das séries de preços das *commodities* agropecuárias e dos alimentos, por meio da análise gráfica e das estatísticas descritivas.

Posteriormente, realizou-se a análise da transmissão de preços entre as *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos, utilizando o teste de cointegração de Engle e Granger (1987), o teste de cointegração de Johansen (1988) e os modelos TAR (*threshold*) e M-TAR (*momentum threshold*), propostos por Enders e Siklos (2001). Os modelos TAR e M-TAR também foram utilizados para verificação da existência de assimetria na transmissão de preços.

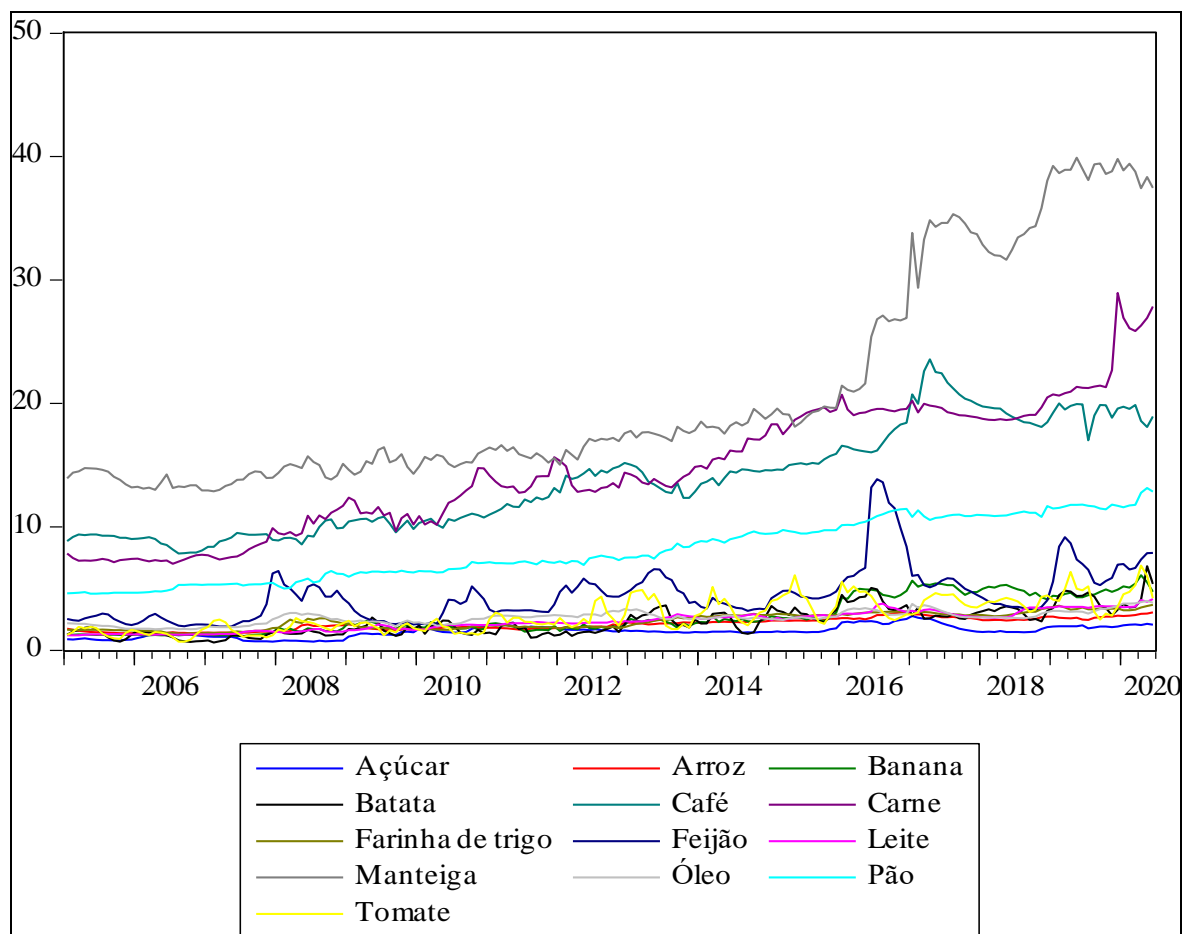
Para analisar a causalidade no sentido de Granger dos preços das *commodities* agropecuárias para os preços dos alimentos, foi realizado o teste de causalidade de Granger emparelhado.

Para verificar as possíveis transmissões de volatilidades entre o mercado de *commodities* agropecuárias e o mercado de alimentos, foi aplicado o modelo BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner), parametrizado por Engle e Kroner (1995).

4.1 Comportamento das séries de preços das *commodities* agropecuárias e dos alimentos

A presente pesquisa considerou como alimentos os produtos que compõem a cesta básica. A Figura 1 apresenta as séries históricas mensais de preços médios da carne (R\$/kg), leite (R\$/l), feijão (R\$/kg), arroz (R\$/kg), farinha de trigo (R\$/kg), batata (R\$/kg), legumes (tomate) (R\$/kg), pão francês (R\$/kg), café em pó (R\$/kg), frutas (banana) (R\$/kg), açúcar (R\$/kg), banha/óleo de soja (R\$/l) e manteiga (R\$/kg), no estado de Goiás, entre os meses de janeiro de 2005 e junho de 2020, divulgados nas bases de dados do DIEESE.

Figura 1: Evolução dos preços dos alimentos no estado de Goiás entre janeiro de 2005 e junho de 2020



Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Na Tabela 1, são apresentadas as estatísticas descritivas dos preços médios mensais dos alimentos no estado de Goiás e das principais *commodities* agropecuárias produzidas no Brasil, onde é possível verificar as medidas de tendência central, dispersão e distribuição.

Analisando os preços médios mensais verificados no período de janeiro de 2005 a junho de 2020, dispostos na Tabela 1, observa-se que dentre os produtos considerados na análise, o boi gordo apresentou a maior média de preços (101,14) e o açúcar apresentou a menor média de preços (1,53).

Para uma análise comparativa, a Tabela 1 também apresenta os coeficientes de variação dos produtos considerados na presente pesquisa. Comparando os coeficientes de variação dos produtos em análise, observa-se que o óleo de soja é o produto com menor volatilidade, visto que a dispersão relativa, medida pelo coeficiente de variação (19,73%) é inferior aos demais. O produto que apresentou a maior volatilidade foi a banana, com coeficiente de variação de 53,02%.

Tabela 1: Estatísticas descritivas dos preços médios mensais das *commodities* agropecuárias e dos alimentos.

Produtos	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose	CV ¹	Jarque-Bera
Alimentos								
Açúcar	1,53	2,77	0,69	0,47	0,10	2,67	30,51%	1,14
Arroz	2,09	3,06	1,38	0,48	0,12	1,82	23,10%	11,17
Banana	2,72	6,09	1,13	1,44	0,76	2,02	53,02%	25,36
Batata	2,29	6,81	0,63	1,14	0,83	3,46	49,71%	23,13
Café em pó	13,70	23,58	7,85	4,13	0,42	1,98	30,12%	13,59
Carne	14,55	28,96	7,02	5,17	0,31	2,41	35,55%	5,66
Farinha de trigo	2,36	3,69	1,33	0,66	0,14	1,62	27,90%	15,26
Feijão	4,43	13,85	1,91	2,16	1,80	7,69	48,68%	270,68
Leite	2,34	4,15	1,21	0,77	0,18	1,98	32,94%	9,04
Manteiga	20,93	39,90	12,89	8,67	1,11	2,64	41,44%	39,39
Óleo	2,64	4,00	1,71	0,52	0,15	2,69	19,73%	1,46
Pão	8,08	13,15	4,59	2,44	0,20	1,68	30,16%	8,08
Tomate	2,82	6,86	0,69	1,32	0,60	2,55	46,73%	12,82
Commodities agropecuárias								
Algodão em pluma	62,14	125,25	32,53	21,45	0,55	2,45	34,52%	11,84
Boi gordo	101,14	190,81	45,50	37,53	0,27	2,10	37,11%	8,57
Milho	24,10	44,72	12,57	7,35	0,93	3,43	30,49%	28,18
Soja	51,92	95,83	22,01	17,51	0,03	2,00	33,72%	7,74

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Para verificar a normalidade da distribuição dos dados, utilizou-se o teste de Jarque-Bera e os valores estimados para a assimetria e curtose, que indicaram que as séries de preços de açúcar, carne, manteiga e do óleo de soja se aproximam da distribuição normal. Já as demais séries mostraram que os dados não apresentam distribuição normal, ao rejeitar a hipótese nula de normalidade.

Para testar a estacionariedade das séries em estudo, aplicou-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), apresentado na Tabela 2. De acordo com os resultados da Tabela 2, os resultados do teste *ADF* para as séries dos preços médios mensais da carne, farinha de trigo, manteiga, pão, leite, arroz, batata, café em pó, banana, açúcar, óleo, algodão em pluma, boi gordo, milho e soja, em nível, com intercepto, o valor da estatística *t* apresentou resultados superiores aos valores críticos aos níveis de 1%, 5% e 10%. Portanto, não se pode rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, em todos os níveis de significância, indicando que todas as séries são não estacionárias em nível.

¹ CV apresenta a medida do coeficiente de variação.

Tabela 2: Teste de Raiz-Unitária (Dickey-Fuller Aumentado) dos preços médios mensais das *commodities* agropecuárias e dos alimentos.

Série de Preços	Equação ADF	Estatística ADF	P-valor	Durbin-Watson
Alimentos				
Açúcar	Em nível, com intercepto	-1,911616 ^{ns}	0,3265	2,054412
	Em primeira diferença, com intercepto	-10,19994 ^{***}	0,0000	2,038624
Arroz	Em nível, com intercepto	0,042832 ^{ns}	0,9604	1,757402
	Em primeira diferença, com intercepto	-12,07043 ^{***}	0,0000	2,015026
Banana	Em nível, com intercepto	-0,899928 ^{ns}	0,7866	2,056863
	Em primeira diferença, com intercepto	-14,01215 ^{***}	0,0000	1,926678
Batata	Em nível, com intercepto	-2,089807 ^{ns}	0,2491	1,944790
	Em primeira diferença, com intercepto	-13,63174 ^{***}	0,0000	1,946385
Café em pó	Em nível, com intercepto	-0,823936 ^{ns}	0,8096	2,205444
	Em primeira diferença, com intercepto	-15,06782 ^{***}	0,0000	1,991773
Carne	Em nível, com intercepto	0,503756 ^{ns}	0,9865	2,147408
	Em primeira diferença, com intercepto	-14,46979 ^{***}	0,0000	2,010304
Farinha de trigo	Em nível, com intercepto	-0,512591 ^{ns}	0,8847	1,993100
	Em primeira diferença, com intercepto	-5,236605 ^{***}	0,0000	1,991586
Feijão	Em nível, com intercepto	-3,283827 ^{**}	0,0170	2,036874
	Em primeira diferença, com intercepto	-9,704437 ^{***}	0,0000	1,991980
Leite	Em nível, com intercepto	0,066163 ^{ns}	0,9623	1,733702
	Em primeira diferença, com intercepto	-11,75528 ^{***}	0,0000	1,986997
Óleo	Em nível, com intercepto	-0,917239 ^{ns}	0,7811	1,743821
	Em primeira diferença, com intercepto	-11,98547 ^{***}	0,0000	2,027059
Manteiga	Em nível, com intercepto	0,842153 ^{ns}	0,9945	1,997700
	Em primeira diferença, com intercepto	-17,24690 ^{***}	0,0000	1,994163
Pão	Em nível, com intercepto	0,271520 ^{ns}	0,9762	2,246396
	Em primeira diferença, com intercepto	-15,26655 ^{***}	0,0000	2,018939
Tomate	Em nível, com intercepto	-3,247847 ^{**}	0,0189	1,686559
	Em primeira diferença, com intercepto	-8,443146 ^{***}	0,0000	1,962993
Commodities agropecuárias				
Algodão em pluma	Em nível, com intercepto	-2,210106 ^{ns}	0,2035	2,057012
	Em primeira diferença, com intercepto	-9,012388 ^{***}	0,0000	2,032591
Boi gordo	Em nível, com intercepto	0,464520 ^{ns}	0,9851	1,879837
	Em primeira diferença, com intercepto	-9,722670 ^{***}	0,0000	1,879502
Milho	Em nível, com intercepto	-2,202389 ^{ns}	0,2062	1,928394
	Em primeira diferença, com intercepto	-6,931290 ^{***}	0,0000	1,886005
Soja	Em nível, com intercepto	-0,796429 ^{ns}	0,8174	1,849262
	Em primeira diferença, com intercepto	-8,886748 ^{***}	0,0000	1,927103

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Ao se testar a estacionariedade da série de preços do feijão e do tomate, em nível, com intercepto, os resultados do teste *ADF* evidenciaram que as séries são estacionárias no nível de significância de 5%, ou seja, pode-se rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária.

Posteriormente, verificou-se que todas as séries não possuem raiz unitária na primeira diferença, ou seja, quando são transformadas em retornos, as séries são estacionárias. Os valores da estatística de *Durbin-Watson* em todas as séries apresentaram valores próximos de 2,0, evidenciando que o teste é conclusivo, visto que as séries não apresentam problema de autocorrelação serial.

4.2 Relação entre os preços das *commodities* agropecuárias

Para determinar a existência ou não de uma relação estacionária ou de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços das *commodities* agropecuárias (algodão em pluma, boi gordo, milho e soja), foi realizado o teste de cointegração de Johansen (1988), conforme exposto na Tabela 3.

Tabela 3: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços das *commodities* agropecuárias

Vetores de Cointegração	<i>Eigenvalue</i>	Teste traço		
		Traço	Valor Crítico (5%)	p-valor
0	0,115231	47,94058	47,85613	0,0491
1	0,083901	25,78094	29,79707	0,1354
2	0,051080	9,919700	15,49471	0,2870
3	0,002372	0,429799	3,841466	0,5121

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

De acordo com os resultados da Tabela 3, ao considerar o valor crítico de 5% de significância estatística para rejeição ou não da hipótese de cointegração, bem como os valores da estatística do teste traço estabelecidos, definiu-se pela rejeição da hipótese nula de que não há qualquer vetor de cointegração.

Os resultados apresentados na Tabela 3 apontam para a existência de, no mínimo, um vetor de cointegração entre as séries de preços do algodão em pluma, boi gordo, milho e soja. É importante explicar que a condição primordial para que exista uma tendência estocástica entre as séries de preços é de que haja, pelo menos, um vetor de cointegração.

Visto que as variáveis cointegram, isso evidencia que essas variáveis convergem para o equilíbrio no longo prazo. Em seguida, estimou-se um VEC (Tabela 4). Partindo-se do pressuposto de que β representa a elasticidade de ajustamento entre os preços no curto prazo e α representa a velocidade de ajuste dos preços, ou seja, mostra a velocidade de ajustamento dos preços em direção ao equilíbrio no longo prazo.

Diante dos valores dos coeficientes β expostos na Tabela 4, nota-se que, no longo prazo, a alteração de 1%, na variação do preço do algodão em pluma transfere alterações de 0,33%, 0,19% e 1,37% para os preços do boi gordo, do milho e da soja, respectivamente. No curto prazo, a velocidade de ajuste do preço do algodão para o boi gordo é de 0,23%, para o milho é de 0,01% e para a soja é de 0,12%. Esses resultados indicam que alterações nos preços do

algodão em pluma são mais rapidamente transmitidas para o boi gordo e para a soja do que para o milho.

Tabela 4: Coeficientes estimados pelo modelo VEC aplicado às séries de preços das *commodities* agropecuárias

Variável dependente	Variáveis independentes	Coefficientes de cointegração (β)	Coefficientes de ajuste (α)
Algodão em pluma	Boi gordo	0,327752	-0,227468
	Milho	0,192355	-0,006076
	Soja	-1,371181	0,119365
Boi gordo	Algodão em pluma	3,051088	-0,167479
	Milho	0,586891	-0,001992
	Soja	-4,183593	0,039122
Milho	Algodão em pluma	5,198734	-0,098292
	Boi gordo	1,703895	-0,043754
	Soja	-7,128404	0,022960
Soja	Algodão em pluma	-0,729298	0,700666
	Boi gordo	-0,239029	0,311899
	Milho	-0,140284	0,008332

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

No longo prazo, uma alteração de 1% na variação do preço do boi gordo transfere alterações de 3,05%, 0,59% e 4,18% para os preços do algodão em pluma, do milho e da soja, respectivamente. No curto prazo, a velocidade de ajuste do preço do boi gordo para o algodão em pluma é de 0,17%, para o milho é de 0,01% e para a soja é de 0,04%. Observa-se que as alterações nos preços do boi gordo são mais rapidamente transmitidas para o algodão em pluma do que para a soja e o milho.

No caso do milho, no longo prazo, uma alteração de 1% na variação do seu preço transfere alterações de 5,2%, 1,7% e 7,13% para os preços do algodão em pluma, do boi gordo e da soja, respectivamente. No curto prazo, a velocidade de ajuste do preço do milho para o algodão em pluma é de 0,09%, para o boi gordo é de 0,04% e para a soja é de 0,02%. Destaca-se que as alterações nos preços do milho são transmitidas mais rapidamente para o algodão em pluma e para o boi gordo do que para a soja.

Conforme os resultados apresentados na Tabela 4, observou-se no longo prazo, a alteração de 1%, na variação do preço da soja transfere alterações de 0,73%, 0,24% e 0,14% para os preços do algodão em pluma, do boi gordo e do milho, respectivamente. No curto prazo, a velocidade de ajuste do preço da soja para o algodão em pluma é de 0,7%, para o boi gordo é de 0,31% e para o milho é de 0,008%. Esses resultados evidenciam que as alterações nos preços da soja são mais rapidamente transmitidas para algodão em pluma e para o boi gordo do que para o milho.

Nota-se que os mercados possuem uma relação de longo prazo, porém, faz-se necessário ainda determinar especificamente quais mercados têm relação causal com os demais. Para tanto, realizou-se o teste de causalidade de Granger (1969) de duas formas: em bloco e emparelhado. O teste de causalidade de Granger (1969) em blocos analisa todos os mercados em conjunto, enquanto o teste emparelhado separa os mercados e os analisa de dois em dois. A Tabela 5 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger (1969) em blocos.

Tabela 5: Teste de causalidade de Granger / Teste de Wald para exogeneidade em blocos entre os preços das *commodities* agropecuárias

Variável dependente	Variável independente			
	Algodão em pluma	Boi gordo	Milho	Soja
Algodão em pluma (Chi-sq)	-	3,203916 ^{ns}	0,783364 ^{ns}	3,203934 ^{ns}
Boi gordo (Chi-sq)	5,194246*	-	0,244492 ^{ns}	3,844859 ^{ns}
Milho (Chi-sq)	3,589229 ^{ns}	0,456218 ^{ns}	-	5,518082*
Soja (Chi-sq)	12,39596***	2,640771 ^{ns}	1,508723 ^{ns}	-

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Conforme exposto na Tabela 5, a arroba do algodão em pluma não tem variações no seu preço influenciadas por variações nos preços do boi gordo e do milho, nem sequer de flutuações nos preços da soja. Já o preço do boi gordo é estatisticamente influenciado apenas pelos preços do algodão em pluma. O milho tem as variações de preços causadas apenas pelas alterações nos preços da saca de soja. O preço da soja é estatisticamente influenciado pelos preços da arroba do algodão em pluma.

Complementarmente, foi realizado o teste de causalidade de Granger emparelhado (Tabela 6), ou seja, a análise foi realizada, considerando a relação entre os preços de duas *commodities* por vez e não em conjunto, como no teste anterior (Tabela 5). O motivo da realização desse teste deve-se ao fato de que, em conjunto, uma *commodity* pode gerar expressiva transmissão para a outra, mas, se analisada bilateralmente, como no teste emparelhado, essa transmissão pode não ocorrer.

O teste de causalidade de Granger emparelhado identificou a causalidade bidirecional entre o mercado de soja e de boi gordo e cinco causalidades unidirecionais, sendo elas do boi gordo para o algodão em pluma, do algodão em pluma para o milho, da soja para o algodão em pluma, do boi gordo para o milho e da soja para o milho, como exposto na Tabela 6.

Tabela 6: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços das *commodities* agropecuárias

Hipótese nula	Estatística-F	p-valor
Boi gordo não Granger Causa algodão em pluma	4,58123**	0,0115
Algodão em pluma não Granger Causa boi gordo	0,60162	0,549
Milho não Granger Causa algodão em pluma	1,83328	0,1629
Algodão em pluma não Granger Causa milho	2,55384*	0,0806
Soja não Granger Causa algodão em pluma	4,86962***	0,0087
Algodão em pluma não Granger Causa soja	1,53002	0,2194
Milho não Granger Causa boi gordo	0,13592	0,873
Boi gordo não Granger Causa milho	6,85983***	0,0013
Soja não Granger Causa boi gordo	2,42094*	0,0917
Boi gordo não Granger Causa soja	6,74525***	0,0015
Soja não Granger Causa milho	3,96470**	0,0207
Milho não Granger Causa soja	0,89593	0,4101

Nota: (*) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, (**) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5%, (***) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Pode-se dizer que as alterações nos preços do boi gordo causam no sentido de Granger alterações nos preços do algodão em pluma, do milho e da soja, ou seja, os preços do boi gordo podem ser considerados bons previsores para o comportamento das séries de preços do algodão em pluma, do milho e da soja.

Verificou-se que os preços da soja podem ser considerados bons previsores para os comportamentos dos preços do algodão em pluma, do boi gordo e do milho, visto que as alterações nos preços da soja causam no sentido de Granger alterações nos preços do algodão em pluma, do boi gordo e do milho.

Os resultados apresentados na Tabela 6 indicam que as alterações nos preços do algodão em pluma causam no sentido de Granger alterações nos preços do milho, isto é, o comportamento do preço do algodão em pluma é um bom previsor para as variações de preços do milho.

4.3 Relação entre os preços do algodão em pluma e os preços dos alimentos

Para testar a existência de cointegração entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração de Engle e Granger, estimando-se uma regressão, pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), onde cada alimento que compõe a cesta básica é a variável dependente e o algodão em pluma é a variável independente. Em seguida, testou-se a estacionariedade dos

resíduos desta regressão, por meio do teste ADF. Na Tabela 7, consta o teste de cointegração de Engle e Granger.

Tabela 7: Teste nos resíduos das estimações em pares – Engle-Granger das séries de preços dos alimentos e do algodão em pluma

Pares	Estatística ADF	p-valor	Durbin-Watson
Açúcar e algodão em pluma	-2,816358*	0,0579	2,027028
Arroz e algodão em pluma	-2,437926 ^{ns}	0,1328	2,057516
Banana e algodão em pluma	-2,400744 ^{ns}	0,1429	1,82695
Batata e algodão em pluma	-3,494085***	0,0092	1,861171
Café em pó e algodão em pluma	-3,218369**	0,0205	2,003701
Carne e algodão em pluma	-2,429585 ^{ns}	0,1351	2,007102
Farinha de trigo e algodão em pluma	-2,065140 ^{ns}	0,2592	2,021551
Feijão e algodão em pluma	-4,054749***	0,0015	2,063894
Leite e algodão em pluma	-3,093436**	0,0288	2,061656
Manteiga e algodão em pluma	-2,639862*	0,0869	1,997970
Óleo e algodão em pluma	-1,855825 ^{ns}	0,3527	1,747901
Pão e algodão em pluma	-2,993370**	0,0374	2,059138
Tomate e algodão em pluma	-4,372649***	0,0005	1,709721

Nota: (***) Estatisticamente significativo ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativo ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativo ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Conforme os resultados do teste de Engle e Granger apresentados na Tabela 7, verificou-se a existência de cointegração entre as séries de preços do açúcar e do algodão em pluma e da manteiga e do algodão em pluma, ao nível de 10% de significância.

Observou-se que as estatísticas do teste de cointegração de Engle e Granger evidenciaram no nível de 5% de significância que as séries de preços do algodão em pluma e do café em pó, do algodão em pluma e do pão e do algodão em pluma e do leite são cointegradas.

Constatou-se, ao analisar os testes de Engle e Granger, ao nível de 1% de significância, que as séries de preços do algodão em pluma e da batata, do algodão em pluma e do feijão e do algodão em pluma e do tomate possuem uma tendência comum de longo prazo, ou seja, as séries são estacionárias de ordem um (I(1)).

Em seguida, testou-se a cointegração entre as séries, para determinar a ordem de defasagem e estimar o modelo de cointegração. Os valores dos critérios de informação de *Akaike*, *Schwarz* e *Hannan-Quinn* foram utilizados como base de definição do número de defasagens ótimas para o teste de cointegração são apresentados na Tabela 8.

Tabela 8: Defasagens ótimas entre os preços dos alimentos e do algodão em pluma

Preços		Defasagens	Critérios de informação		
			Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
Açúcar	Algodão em pluma	2	3,814023	3,992775*	3,886511*
Arroz	Algodão em pluma	2	3,192472*	3,371224*	3,264961*
Banana	Algodão em pluma	2	5,787762*	5,966514*	5,860251*
Batata	Algodão em pluma	2	7,035549*	7,214300*	7,108037*
Café em pó	Algodão em pluma	2	7,459810*	7,638562*	7,532299*
Carne	Algodão em pluma	2	7,912784	8,091535*	7,985272*
Farinha de trigo	Algodão em pluma	2	3,668364	3,847116*	3,740853*
Feijão	Algodão em pluma	2	7,975920*	8,154672*	8,048409*
Leite	Algodão em pluma	2	4,078417*	4,257169*	4,150906*
Manteiga	Algodão em pluma	2	8,465664*	8,644415*	8,538152*
Óleo	Algodão em pluma	2	4,533210	4,711962*	4,605699*
Pão	Algodão em pluma	2	5,427460	5,606212*	5,499949*
Tomate	Algodão em pluma	2	7,595353*	7,774104*	7,667841*

Nota: (*) indica a defasagem selecionada pelo critério

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Partindo do princípio da parcimônia, optou-se por duas defasagens ótimas para o teste de cointegração, conforme definido pelos critérios de informação de Schwarz. Definido o número ótimo de defasagens, realizou-se o teste de cointegração (Tabela 9).

Tabela 9: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços dos alimentos e do algodão em pluma

Preços		Vetores de Cointegração	Eigenvalue	Teste traço		
				Traço	Valor Crítico (5%)	p-valor
Açúcar	Algodão em pluma	0	0,0673	15,8031	15,4947	0,0449
		1	0,0175	3,1944	3,8415	0,0739
Arroz	Algodão em pluma	0	0,0637	12,0468	15,4947	0,1547
		1	0,0007	0,1346	3,8415	0,7137
Banana	Algodão em pluma	0	0,0688	13,4436	15,4947	0,0995
		1	0,0030	0,5435	3,8415	0,4610
Batata	Algodão em pluma	0	0,0709	14,6711	15,4947	0,0663
		1	0,0075	1,3611	3,8415	0,2434
Café em pó	Algodão em pluma	0	0,0918	17,9329	15,4947	0,0210
		1	0,0027	0,4952	3,8415	0,4816
Carne	Algodão em pluma	0	0,0545	11,3145	15,4947	0,1929
		1	0,0064	1,1623	3,8415	0,2810
Farinha de trigo	Algodão em pluma	0	0,0542	10,5065	15,4947	0,2438
		1	0,0023	0,4222	3,8415	0,5158
Feijão	Algodão em pluma	0	0,0879	20,1666	15,4947	0,0092
		1	0,0193	3,5227	3,8415	0,0605
Leite	Algodão em pluma	0	0,0738	13,8700	15,4947	0,0866
		1	0,0000	0,0007	3,8415	0,9795
Manteiga	Algodão em pluma	0	0,0735	14,0447	15,4947	0,0817
		1	0,0012	0,2191	3,8415	0,6397
Óleo	Algodão em pluma	0	0,0671	15,3675	15,4947	0,0522
		1	0,0153	2,7967	3,8415	0,0945
Pão	Algodão em pluma	0	0,0733	14,2419	15,4947	0,0765
		1	0,0026	0,4683	3,8415	0,4938
Tomate	Algodão em pluma	0	0,1163	25,4846	15,4947	0,0011
		1	0,0170	3,1123	3,8415	0,0777

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Segundo os resultados apresentados na Tabela 9, onde foram avaliadas as cointegrações entre os preços dos alimentos e os preços do algodão em pluma em pares, os valores críticos e os valores do teste traço indicam a existência de um vetor de cointegração entre os preços do algodão e os preços do açúcar, do café, do feijão e do tomate, ao nível de 5% de significância. Observa-se que tal hipótese é corroborada pelo teste de Engle e Granger, o qual mostrou haver cointegração entre estes pares analisados.

Em seguida, para analisar a presença de não linearidade e descontinuidade no relacionamento entre os preços do algodão em pluma e os preços dos alimentos, foram utilizados os modelos TAR e M-TAR, propostos por Enders e Siklos (2001), os quais permitem a análise da velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo de forma não linear.

É importante ressaltar que as séries de preços do algodão em pluma e dos alimentos foram logaritmizadas para a realização desses testes, o que propicia a amenização da heterocedasticidade² e maior precisão de cálculo dos coeficientes. A Tabela 10 apresenta os parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do algodão em pluma.

Tabela 10: Parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do algodão em pluma

Séries	ρ_1	ρ_2	τ	$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$		$H_0: \rho_1 = \rho_2$	
				$\Phi_{\text{calculado}}$	$\Phi_{\text{crítico}}$	$F_{\text{calculado}}$	$F_{\text{crítico}}$
Açúcar e algodão	-0,1400	-0,0970	0,1886	7,1382*	6,7677	0,7629	6,8943
Arroz e algodão	-0,0777	-0,0512	-0,1333	3,9806	6,9315	0,3510	6,4521
Banana e algodão	-0,1186	-0,0590	0,3105	3,5032	6,9762	1,0703	7,0844
Batata e algodão	-0,1966	-0,0695	0,3394	3,2597	6,7732	2,4091	6,9214
Café em pó e algodão	-0,0574	-0,0822	0,1501	4,9063	6,9928	0,2271	6,5307
Carne e algodão	-0,0509	-0,1247	-0,2518	5,4560	6,9088	2,1351	7,0006
Farinha de trigo e algodão	-0,0326	-0,0693	-0,1888	3,1466	7,0010	0,8109	6,9271
Feijão e algodão	-0,1693	-0,0527	0,3862	10,1947*	6,9988	5,4416	6,4281
Leite e algodão	-0,0611	-0,1352	-0,2390	8,6708*	7,0113	2,3076	6,6739
Manteiga e algodão	-0,0137	-0,0728	0,2541	3,6462	7,0574	1,8293	6,6893
Óleo e algodão	-0,0892	-0,0458	0,1629	3,6294	6,9920	0,7963	6,7277
Pão e algodão	-0,0326	-0,1232	-0,1569	6,9544	7,0307	3,5638	6,5215
Tomate e algodão	-0,2706	-0,0978	0,3295	5,9106	6,8524	4,0965	6,6006

Nota: Os valores críticos de Φ e F foram simulados por Monte Carlo para nível de significância de 5%.

(*) denota a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

De acordo com os resultados do modelo TAR (Tabela 10) para testar $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, ou seja, ausência de cointegração entre as séries de preços. A hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada a 5% de significância, o que confirma que há um equilíbrio de

² Heterocedasticidade ocorre quando a variância dos termos de erro não é constante (PINDYCK; RUBINFELD, 2004)

longo prazo entre os preços do algodão em pluma e os preços do açúcar, do feijão e do leite. Em seguida, foi verificado se o ajustamento entre essas séries cointegradas é simétrico. O teste de assimetria, cuja hipótese nula é $\rho_1 = \rho_2$, evidenciou um padrão de simetria na transmissão entre os preços do algodão em pluma e os preços do açúcar, do feijão e do leite, ao nível de 5% de significância. Esses resultados indicam que os preços do açúcar, do feijão e do leite, respectivamente, respondem em igual intensidade às alterações nos preços do algodão em pluma.

Adicionalmente, foram testadas a ocorrência de cointegração e assimetria nas especificações do modelo M-TAR, com a hipótese nula de não cointegração, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ e de simetria $H_0: \rho_1 = \rho_2$ (Tabela 11).

Tabela 11: Parâmetros estimados para o modelo M-TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do algodão em pluma

Séries	ρ_1	ρ_2	τ	$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$		$H_0: \rho_1 = \rho_2$	
				$\Phi_{\text{calculado}}$	$\Phi_{\text{crítico}}$	$F_{\text{calculado}}$	$F_{\text{crítico}}$
Açúcar e algodão em pluma	-0,1035	-0,2160	-0,0656	8,1798*	7,7136	2,6873	8,1458
Arroz e algodão em pluma	-0,1222	-0,0333	0,0143	5,6819	8,1515	3,6151	8,0148
Banana e algodão em pluma	0,0095	-0,1079	0,0514	5,0133	7,8945	3,9863	8,2005
Batata e algodão em pluma	-0,1792	-0,0864	0,1951	2,4556	7,7478	0,8400	8,1904
Café em pó e algodão em pluma	-0,2265	-0,0325	0,0348	10,8901*	8,0319	11,5871*	8,0549
Carne e algodão em pluma	-0,2675	-0,0495	0,0583	10,1480*	7,9870	11,0712*	8,1788
Farinha de trigo e algodão em pluma	-0,1300	-0,0321	0,0390	4,6184	8,0924	3,6654	8,1940
Feijão e algodão em pluma	-0,2059	-0,0809	0,0857	9,0383*	8,0897	3,3021	8,0161
Leite e algodão em pluma	-0,3187	-0,0531	0,0601	16,000*	7,9933	15,8447*	8,2524
Manteiga e algodão em pluma	-0,1542	-0,0089	0,0284	7,7643	8,0061	9,8239	8,0105
Óleo e algodão em pluma	-0,1186	-0,0347	0,0273	4,6424	8,0625	2,7521	8,1651
Pão e algodão em pluma	-0,2685	-0,0359	0,0454	12,4703*	8,1200	13,9979*	8,3021
Tomate e algodão em pluma	-0,2153	0,0128	-0,2000	6,3419	7,8045	4,9213	8,0476

Nota: Os valores críticos de Φ e F foram simulados por Monte Carlo para nível de significância de 5%.

(*) denota a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Segundo os resultados apresentados na Tabela 11, observou-se que a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% para as séries de preços do algodão em pluma e do açúcar, café em pó, carne, feijão, leite e pão. Depois de proceder ao teste de cointegração, testou-se a assimetria através do modelo M-TAR apenas para as séries de preços que cointegraram. O teste de assimetria, cuja hipótese nula $\rho_1 = \rho_2$, evidenciou que, dentre todas as séries em que há cointegração, as transmissões de preços do algodão em pluma para o café em pó, carne, leite e pão apresentaram ajustamentos assimétricos dos preços no modelo M-TAR a 5% de significância, enquanto as séries de preços do algodão

em pluma e do açúcar e do feijão apresentaram um padrão de simetria na transmissão de preços, a 5% de significância.

Observou-se que, no caso da transmissão de preços do algodão em pluma para os preços café em pó, as elevações dos preços em patamar superior a 3,48% do preço médio do café foram removidas mais rapidamente do que quedas nos preços, em decorrência de $|\rho_1| > |\rho_2|$.

Na relação entre os preços do algodão em pluma e os preços da carne, verificou-se que as elevações dos preços médios da carne capazes de extrapolar 5,83% do preço médio da carne foram eliminadas mais rapidamente do que reduções nos preços, uma vez que $|\rho_1| > |\rho_2|$.

No caso da transmissão de preços do algodão em pluma para os preços do leite e do pão, para as elevações dos preços, segundo níveis mais elevados que 6,01% e 4,54%, respectivamente, acima dos preços médios dos referidos produtos, foram eliminadas mais rapidamente do que quedas nos preços, motivadas pela relação em que $|\rho_1| > |\rho_2|$.

Em todas as séries que apresentaram ajustamentos assimétricos dos preços no modelo M-TAR, os resultados sinalizaram que choques positivos, acima do *threshold*, foram eliminados mais rapidamente do que choques negativos.

Para analisar se há uma relação causal entre as séries estudadas, foi realizado o teste de causalidade de Granger, como pode ser visto na Tabela 12. As estatísticas do teste de causalidade de Granger evidenciaram que as variações dos preços do algodão em pluma causam no sentido de Granger variações nos preços da batata, da farinha de trigo, do leite, da manteiga, do pão e do tomate.

Tabela 12: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços dos alimentos e do algodão em pluma

Hipótese nula	Estatística-F	p-valor
Algodão em pluma não Granger Causa açúcar	1,42539	0,2431
Algodão em pluma não Granger Causa arroz	0,22191	0,8012
Algodão em pluma não Granger Causa banana	0,99944	0,3701
Algodão em pluma não Granger Causa batata	3,94202**	0,0211
Algodão em pluma não Granger Causa café em pó	0,73297	0,4819
Algodão em pluma não Granger Causa carne	0,18977	0,8273
Algodão em pluma não Granger Causa farinha de trigo	4,92472***	0,0083
Algodão em pluma não Granger Causa feijão	1,62411	0,2
Algodão em pluma não Granger Causa leite	3,75355**	0,0253
Algodão em pluma não Granger Causa manteiga	2,71623*	0,0688
Algodão em pluma não Granger Causa óleo	1,75813	0,1753
Algodão em pluma não Granger Causa pão	5,02070***	0,0076
Algodão em pluma não Granger Causa tomate	5,00837***	0,0076

Nota: (*) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, (**) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5%, (***) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 12, pode-se dizer que os preços do algodão em pluma podem ser considerados bons previsores para o comportamento das séries de preços da batata, da farinha de trigo, do leite, da manteiga, do pão e do tomate.

Com o intuito de verificar as possíveis transmissões de volatilidades entre o mercado de algodão em pluma e o mercado de alimentos, foi aplicado o modelo BEKK. Entretanto, antes da aplicação do modelo BEKK, seguindo o procedimental econométrico para análise das séries de preços proposto na Metodologia, foram realizados os testes para a correlação serial dos resíduos e heterocedasticidade. A Tabela 13 apresenta a estatística Q de Ljung-Box, que testa a correlação serial dos resíduos padronizados e dos resíduos padronizados ao quadrado das séries de preços e o teste ARCH-LM que examina a existência de efeito heterocedástico condicional autorregressivo.

Tabela 13: Diagnóstico dos resíduos padronizados originais e ao quadrado e ARCH-LM das séries de preços das commodities agropecuárias e dos alimentos

Séries	Estatística – Q de Ljung-Box						Teste ARCH-LM
	Q (4)	Q (8)	Q (12)	Q ² (4)	Q ² (8)	Q ² (12)	LM (12)
Alimentos							
Açúcar	27,183***	35,227***	51,018***	0,454	0,741	9,762	8,924
Arroz	5,068	10,156	18,051	19,699***	21,066***	26,808***	24,783**
Banana	16,764***	34,081***	45,816***	7,506	11,287	19,588	15,411
Batata	18,268***	24,840***	53,047***	1,176	2,605	5,958	6,228
Café em pó	4,344	5,763	8,046	12,823**	13,310	15,973	11,760
Carne	2,311	4,189	15,685	2,683	3,682	4,216	4,584
Farinha de trigo	26,009***	30,861***	39,005***	73,759***	78,725***	85,660***	51,887***
Feijão	29,991***	38,858***	41,470***	1,541	4,217	6,527	5,503
Leite	13,139**	23,220***	31,663***	4,946	6,981	9,690	8,365
Manteiga	7,173	14,615*	18,055	21,803***	40,113***	41,671***	36,528***
Óleo	9,504**	15,467*	21,792**	3,477	4,368	11,583	9,797
Pão	8,679*	27,435***	33,011***	5,009	12,876	15,213	14,258
Tomate	19,795***	43,097***	58,424***	1,000	7,715	13,509	11,858
Commodities agropecuárias							
Algodão em pluma	25,052***	37,672***	45,063***	16,660***	24,798***	25,808**	19,740*
Boi gordo	15,996***	20,196***	28,039***	17,482***	19,922**	20,403*	18,423
Milho	72,260***	87,948***	109,504***	9,389*	12,575	18,565*	18,034
Soja	23,211***	37,148***	40,677***	7,406	7,740	19,536*	20,164*

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Os testes de Ljung-Box foram realizados sob a perspectiva de 4, 8 e 12 defasagens e os testes de ARCH-LM foram realizados sob a perspectiva de 12 defasagens. Os resultados apresentados na Tabela 13 apontaram que a maior parte das séries analisadas indicaram a rejeição das hipóteses de não existência de correlação serial dos resíduos padronizados e dos resíduos padronizados ao quadrado e de existência de efeito heterocedástico condicional autorregressivo, o que corrobora a representação das séries de preços por modelagem

heterocedástica condicional autorregressiva generalizada. Por se tratar de séries financeiras, espera-se geralmente que os dados apresentem esse comportamento. Uma vez que foi identificada a heterocedasticidade condicional para a série de dados, pode-se modelar esse fenômeno.

Em seguida, aplicou-se o modelo BEKK assimétrico, uma vez que o modelo BEKK convencional é naturalmente simétrico e, portanto, não é capaz de capturar a assimetria, que consiste em uma característica comum e relevante quando se trata da análise de transmissão de risco de preços via choques e volatilidades entre mercados.

Os resultados e análises estão dispostos nos dados da Tabela 14, que apresenta os coeficientes dos modelos BEKK bivariados (choque, volatilidade e assimetria); o teste de Wald, que verifica a causalidade da variância e conseqüentemente a existência ou não de transferência de volatilidade; os diagnósticos dos resíduos dos modelos, em que se incluem o teste Jarque e Bera (1987), que testa a normalidade dos resíduos padronizados, os valores da estatística-Q, que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados; e o teste ARCH-LM, que verifica a existência de resqúcio do efeito ARCH nos resíduos padronizados.

Os modelos estão representados pelos coeficientes estimados e suas respectivas significâncias estatísticas, que são encontradas imediatamente abaixo dos valores entre parênteses. Na Tabela 14, encontram-se os coeficientes do efeito ARCH, que são elementos da matriz A, os coeficientes do efeito GARCH, que são elementos da matriz B e os coeficientes da assimetria, que são elementos da matriz D. A estatística de cada teste de diagnóstico dos resíduos (Estatística-Q de Ljung-Box, ARCH-LM e Jarque-Bera) é reportada com sua respectiva significância, que se encontra entre parênteses.

De acordo com os resultados expressos na Tabela 14, todos os modelos expostos apresentaram resíduos com autocorrelação serial, conforme os resultados da Estatística-Q de Ljung-Box. A maioria dos modelos apresentaram resqúcios de efeito ARCH, conforme os resultados do teste ARCH-LM e não apresentaram resíduos com distribuição normal, conforme os resultados do teste de Jarque e Bera (1987).

Ao analisar os coeficientes da transmissão de risco de preços via choque (a) do mercado de algodão em pluma sobre os mercados de alimentos (Tabela 14), verificou-se que, ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, os choques de preços no mercado de algodão em pluma transferem risco para os mercados de açúcar, batata, café em pó, feijão, manteiga, óleo e tomate.

Tabela 14: Modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços do algodão em pluma e os preços dos alimentos

Mercados	Coeficientes dos modelos			Teste de Wald	Diagnóstico dos resíduos		
	Choque (a ₁₂)	Volatilidade (b ₁₂)	Assimetria (d ₁₂)	a ₁₂ =b ₁₂ =0	Teste Jarque-Bera	Estatística Q (10)	ARCH-LM (12)
Algodão (1)	0,0045**	-0,0022 ^{ns}	0,0005 ^{ns}	3,3531**	8,316*	173,4010***	204,77***
Açúcar (2)	(0,0348)	(0,1890)	(0,6922)	(0,0350)	(0,0810)	(0,0000)	(0,0000)
Algodão (1)	-0,0003 ^{ns}	0,0024**	0,0010 ^{ns}	10,6866***	12,042**	158,1674***	114,52 ^{ns}
Arroz (2)	(0,8068)	(0,0175)	(0,4866)	(0,0000)	(0,017)	(0,0000)	(0,3155)
Algodão (1)	-0,0013 ^{ns}	-0,0100***	-0,0005 ^{ns}	6,9574***	3,546 ^{ns}	136,0188***	137,2**
Banana (2)	(0,7355)	(0,0077)	(0,9119)	(0,0010)	(0,471)	(0,0000)	(0,0303)
Algodão (1)	-0,0385***	-0,0490***	0,0000 ^{ns}	5,2718***	13,056**	198,0231***	215,13***
Batata (2)	(0,0012)	(0,0000)	(0,9999)	(0,0051)	(0,011)	(0,0000)	(0,0000)
Algodão (1)	0,0140*	-0,0145***	-0,0008 ^{ns}	1,6324 ^{ns}	11,382**	103,4636***	140,31**
Café em pó (2)	(0,0710)	(0,0005)	(0,7957)	(0,1955)	(0,023)	(0,0000)	(0,0199)
Algodão (1)	-0,0009 ^{ns}	-0,0010 ^{ns}	-0,1581***	1,4445 ^{ns}	3,316 ^{ns}	121,5115***	168,96***
Carne (2)	(0,8220)	(0,7998)	(0,0000)	(0,2359)	(0,506)	(0,0000)	(0,0002)
Algodão (1)	-0,0023 ^{ns}	0,0002 ^{ns}	0,0000 ^{ns}	1,3555 ^{ns}	5,213 ^{ns}	222,0095***	169,16***
Farinha de trigo (2)	(0,1273)	(0,9389)	(0,9999)	(0,2578)	(0,266)	(0,0000)	(0,0002)
Algodão (1)	0,0180***	-0,0029 ^{ns}	0,0017 ^{ns}	4,0488**	14,574***	128,7146***	126,51 ^{ns}
Feijão (2)	(0,0048)	(0,3702)	(0,7503)	(0,0174)	(0,006)	(0,0000)	(0,1077)
Algodão (1)	0,0007 ^{ns}	-0,0206***	0,0128**	0,1454 ^{ns}	8,792*	233,7685***	159,06***
Leite (2)	(0,8554)	(0,0000)	(0,0354)	(0,8646)	(0,067)	(0,0000)	(0,0010)
Algodão (1)	0,0252**	0,0173 ^{ns}	0,0000 ^{ns}	2,7780*	11,259**	156,1516***	191,44***
Manteiga (2)	(0,0283)	(0,2498)	(0,9999)	(0,0622)	(0,024)	(0,0000)	(0,0000)
Algodão (1)	0,0026**	-0,0035***	-0,0022**	11,4240**	3,0129**	201,1166***	204,7***
Óleo (2)	(0,0383)	(0,0000)	(0,0470)	(0,0220)	(0,0491)	(0,0000)	(0,0000)
Algodão (1)	0,0018 ^{ns}	-0,0018 ^{ns}	0,0024 ^{ns}	4,4061**	33,176***	151,9899***	134,74**
Pão (2)	(0,4961)	(0,4707)	(0,5189)	(0,0122)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0416)
Algodão (1)	0,0104**	-0,0080***	-0,0048 ^{ns}	3,6858**	6,916 ^{ns}	185,3813***	125,48 ^{ns}
Tomate (2)	(0,0331)	(0,0094)	(0,1838)	(0,0251)	(0,140)	(0,0000)	(0,1199)

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Os números (1) e (2) entre parênteses representam a ordem matricial (i, j)

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

De acordo com os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade (*b*) do mercado de algodão em pluma sobre os mercados de alimentos, observou-se que, ao nível de 5% e 10% de significância estatística, o mercado de algodão em pluma transfere risco de preços via volatilidade (*b*) para os mercados de arroz, banana, batata, café em pó, leite, óleo e tomate.

É importante destacar que os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade (*b*) do mercado de algodão em pluma para os mercados de batata, óleo e tomate corroboram os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços via choque (*a*). Esse resultado é confirmado pelo teste de Wald (1943), cujo coeficiente estimado ratifica que o mercado de algodão em pluma transfere risco de preços via choque (*a*) e volatilidade (*b*) para os mercados de batata, óleo e tomate, sugerindo uma alta integração entre o mercado de algodão em pluma e estes mercados.

O coeficiente da assimetria (d) na transmissão de risco de preços evidenciou assimetria na transmissão de risco de preços do mercado de algodão em pluma para o mercado de óleo de soja, ou seja, variações negativas e positivas nos preços se alastram, estatisticamente, com diferentes magnitudes. No caso da transmissão de risco de preços do mercado de algodão em pluma para os mercados de batata e tomate, os coeficientes apresentaram um padrão de simetria, ou seja, variações negativas e positivas nos preços são estatisticamente propagadas com a mesma magnitude.

4.4 Relação entre os preços do boi gordo e os preços dos alimentos

Por meio de uma análise de cointegração de Engle-Granger foram evidenciadas as relações de cointegração, existindo assim uma relação de longo prazo entre os preços do boi gordo e da maioria dos preços dos alimentos analisados, com exceção apenas do café em pó, da manteiga e da banana, conforme os dados apresentados na Tabela 15.

Tabela 15: Teste nos resíduos das estimações em pares – Engle-Granger das séries de preços dos alimentos e do boi gordo

Pares	Estatística ADF	p-valor	Durbin-Watson
Açúcar e boi gordo	-2,639856*	0,0869	2,029529
Arroz e boi gordo	-3,160375**	0,024	1,775969
Banana e boi gordo	-2,500798 ^{ns}	0,1169	1,840657
Batata e boi gordo	-4,961816***	0	1,775632
Café em pó e boi gordo	-2,041506 ^{ns}	0,269	1,890563
Carne e boi gordo	-5,936429***	0	2,02191
Farinha de trigo e boi gordo	-2,673769*	0,0805	1,715544
Feijão e boi gordo	-4,491574***	0,0003	2,076684
Leite e boi gordo	-4,245674***	0,0007	2,064751
Manteiga e boi gordo	-1,614813 ^{ns}	0,4730	1,921611
Óleo e boi gordo	-2,795787*	0,0608	1,747378
Pão e boi gordo	-3,129877**	0,0261	1,788094
Tomate e boi gordo	-7,971670***	0	1,973548

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Os resultados apresentados na Tabela 15 evidenciam que ao comparar os valores calculados com aqueles tabelados por Dickey-Fuller, verifica-se que as séries de resíduos das estimações em pares dos preços médios mensais do boi gordo com os preços médios mensais do açúcar, do arroz, da batata, da carne, da farinha de trigo, do feijão, do leite, do óleo, do pão e do tomate não apresentam raízes unitárias. Deste modo, pelos resultados do teste de

cointegração de Engle-Granger, existe cointegração entre as variáveis, isto é, as relações entre as variáveis são de longo prazo.

Na Tabela 16, encontram-se os valores dos critérios de informação de *Akaike*, *Schwarz* e *Hannan-Quinn* utilizados como base de definição do número de defasagens ótimas para o teste de cointegração.

Tabela 16: Defasagens ótimas entre os preços dos alimentos e do boi gordo

Preços		Defasagens	Critérios de informação		
			Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
Açúcar	Boi gordo	2	3,28286	3,461620*	3,355357*
Arroz	Boi gordo	1	2,657961	2,765212*	2,701454
Banana	Boi gordo	1	5,263873	5,371124*	5,307366
Batata	Boi gordo	1	6,442505	6,549756*	6,485998
Café em pó	Boi gordo	1	6,949520	7,056771*	6,993013
Carne	Boi gordo	2	6,769386*	6,948138*	6,841875*
Farinha de trigo	Boi gordo	1	3,171309	3,278560*	3,214802
Feijão	Boi gordo	2	7,396774*	7,575526*	7,469263*
Leite	Boi gordo	2	3,497186	3,675938*	3,569674
Manteiga	Boi gordo	2	7,923322*	8,102074*	7,995811*
Óleo	Boi gordo	2	3,948585	4,127337*	4,021074
Pão	Boi gordo	2	4,781545	4,960297*	4,854034*
Tomate	Boi gordo	2	6,915643	7,094395*	6,988132

Nota: (*) indica a defasagem selecionada pelo critério

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Frente aos resultados obtidos, partindo do princípio da parcimônia, os critérios de informação de Schwarz sugerem um número ótimo de duas defasagens para a maior parte das séries em estudo, exceto na relação entre os preços do boi gordo e do arroz, do boi gordo e da banana, do boi gordo e do café em pó, do boi gordo e da batata e do boi gordo e da farinha de trigo, cuja defasagem ótima é uma.

Para reforçar a existência de cointegração das séries, realizou-se também o teste de cointegração proposto por Johansen (1988) conforme apresenta a Tabela 17, com definição de 5% de significância estatística como base para rejeição ou não da hipótese de cointegração.

A partir da análise dos dados da Tabela 17, nota-se que as estatísticas do teste traço apontam para a existência de um vetor de cointegração entre as séries de preços do boi gordo e as séries de preços da batata, da carne, do leite, do feijão e do tomate, respectivamente, considerando-se o nível de 5% de significância. É importante ressaltar que as estatísticas do teste de Johansen indicaram os mesmos resultados que o teste de Engle-Granger para estes pares analisados.

Tabela 17: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços dos alimentos e do boi gordo

Preços	Vetores de Cointegração	Eigenvalue	Teste traço			
			Traço	Valor Crítico (5%)	p-valor	
Açúcar	Boi gordo	0	0,0579	11,225	15,4947	0,198
		1	0,0023	0,4213	3,8415	0,5163
Arroz	Boi gordo	0	0,0737	13,962	15,4947	0,084
		1	0,0005	0,0992	3,8415	0,7528
Banana	Boi gordo	0	0,0317	6,3872	15,4947	0,6497
		1	0,0031	0,5534	3,8415	0,4569
Batata	Boi gordo	0	0,1724	35,1213	15,4947	0,000
		1	0,0048	0,873	3,8415	0,3501
Café em pó	Boi gordo	0	0,0537	10,5968	15,4947	0,2376
		1	0,0034	0,6099	3,8415	0,4348
Carne	Boi gordo	0	0,1002	20,536	15,4947	0,008
		1	0,0079	1,4349	3,8415	0,231
Farinha de trigo	Boi gordo	0	0,066566	12,77152	15,49471	0,1235
		1	0,001675	0,303360	3,841466	0,5818
Feijão	Boi gordo	0	0,1168	22,7059	15,4947	0,0035
		1	0,0012	0,2164	3,8415	0,6418
Leite	Boi gordo	0	0,0945	18,9021	15,4947	0,0147
		1	0,0052	0,9363	3,8415	0,3332
Manteiga	Boi gordo	0	0,035397	8,651044	15,49471	0,3986
		1	0,011688	2,128009	3,841466	0,1446
Óleo	Boi gordo	0	0,0694	13,2992	15,4947	0,1043
		1	0,0016	0,2889	3,8415	0,5909
Pão	Boi gordo	0	0,075922	14,98464	15,49471	0,0596
		1	0,003822	0,693089	3,841466	0,4051
Tomate	Boi gordo	0	0,1991	40,6848	15,4947	0,000
		1	0,0028	0,4989	3,8415	0,48

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Com o intuito de detectar a existência de assimetria na transmissão de preços do boi gordo para os preços dos alimentos, utilizou-se os modelos de Correção de Erros TAR (*threshold*) (Tabela 18) e M-TAR (*momentum threshold*) (Tabela 19) nas séries de preços logaritmizadas.

Os resultados do modelo TAR são apresentados na Tabela 18 para testar a ausência de cointegração entre as séries de preços. A hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada a 5% de significância, o que confirma que há um equilíbrio de longo prazo entre os preços do boi gordo e os preços do arroz, da batata, da carne, do feijão, do leite, do óleo e do tomate. Em seguida, foi verificado que o ajustamento entre essas séries cointegradas é simétrico a 5% de significância estatística. As alterações nos preços do arroz, da batata, da carne, do feijão, do leite, do óleo de soja e do tomate respectivamente respondem em igual intensidade às alterações nos preços do boi gordo.

Tabela 18: Parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do boi gordo

Séries	ρ_1	ρ_2	τ	$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$		$H_0: \rho_1 = \rho_2$	
				$\Phi_{\text{calculado}}$	$\Phi_{\text{crítico}}$	$F_{\text{calculado}}$	$F_{\text{crítico}}$
Açúcar e boi gordo	-0,0820	-0,0464	0,1907	4,9373	6,9879	0,8018	6,3570
Arroz e boi gordo	-0,1602	-0,1033	-0,0771	7,5467*	6,9779	0,6697	6,4448
Banana e boi gordo	-0,0430	-0,1539	-0,2192	5,7483	7,0758	3,1620	6,5514
Batata e boi gordo	-0,3283	-0,2615	-0,2027	13,6287*	6,9566	0,6038	6,7071
Café em pó e boi gordo	-0,0537	-0,0947	-0,0657	3,6467	7,0881	0,5924	6,5266
Carne e boi gordo	-0,2690	-0,3610	-0,0461	12,9285*	7,0692	0,7279	6,4775
Farinha de trigo e boi gordo	-0,1441	-0,0584	0,1121	5,5513	6,8681	2,2713	6,6070
Feijão e boi gordo	-0,1858	-0,0632	0,2596	12,3681*	6,9420	5,2468	6,4251
Leite e boi gordo	-0,1939	-0,1123	-0,1066	9,9884*	6,9982	1,7306	6,8575
Manteiga e boi gordo	-0,0093	-0,0671	-0,2025	2,6802	6,8760	2,6676	6,6232
Óleo e boi gordo	-0,1017	-0,1372	0,0873	7,2105*	7,0586	0,3621	6,5749
Pão e boi gordo	-0,0573	-0,1480	-0,0670	5,4807	6,9329	1,9628	6,5298
Tomate e boi gordo	-0,3626	-0,4589	-0,3244	27,5865*	7,0088	1,0796	6,5634

Nota: Os valores críticos de Φ e F foram simulados por Monte Carlo para nível de significância de 5%.

(*) denota a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Em seguida, foram testadas a ocorrência de cointegração e assimetria nas especificações do modelo M-TAR, com a hipótese nula de não cointegração, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ e de simetria $H_0: \rho_1 = \rho_2$. Os resultados da estimação do modelo M-TAR estão expostos na Tabela 19.

Tabela 19: Parâmetros estimados para o modelo M-TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do boi gordo

Séries	ρ_1	ρ_2	τ	$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$		$H_0: \rho_1 = \rho_2$	
				$\Phi_{\text{calculado}}$	$\Phi_{\text{crítico}}$	$F_{\text{calculado}}$	$F_{\text{crítico}}$
Açúcar e boi gordo	-0,0995	-0,0308	0,0073	6,2143	8,0752	3,2332	8,0622
Arroz e boi gordo	-0,1070	-0,2249	-0,0197	8,4387*	8,1016	2,3210	8,0620
Banana e boi gordo	-0,0654	-0,1899	-0,0702	5,4568	8,0391	2,6045	8,0527
Batata e boi gordo	-0,4519	-0,2770	0,1924	14,3508*	7,9393	1,8577	8,2215
Café em pó e boi gordo	-0,0553	-0,1607	-0,0415	4,3717	8,1028	1,9901	8,2584
Carne e boi gordo	-0,1577	-0,3533	0,0358	13,9121*	8,0613	2,4537	8,2441
Farinha de trigo e boi gordo	-0,1979	-0,0450	0,0254	7,8901	8,0440	6,7270	8,1162
Feijão e boi gordo	-0,2630	-0,1019	0,0771	11,7823*	8,1983	4,1872	8,1588
Leite e boi gordo	-0,1356	-0,2590	-0,0370	10,3787*	7,9513	2,4381	8,0944
Manteiga e boi gordo	-0,0802	-0,0208	0,0373	1,9882	8,0613	1,3038	8,2210
Óleo e boi gordo	-0,1922	-0,0747	0,0067	9,0571*	8,0198	3,7842	8,2688
Pão e boi gordo	-0,1228	-0,0270	-0,0249	5,2293	8,0712	1,4838	8,2576
Tomate e boi gordo	-0,4930	-0,3443	0,0378	28,5483*	8,1511	2,558	8,0616

Nota: Os valores críticos de Φ e F foram simulados por Monte Carlo para nível de significância de 5%.

(*) denota a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Os resultados apresentados na Tabela 19, evidenciam que a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% para as séries de preços do boi gordo e os preços do arroz, da batata, da carne, do feijão, do leite, do óleo e do tomate, corroborando os resultados do modelo TAR. Depois da realização do teste de cointegração,

testou-se a assimetria através do modelo M-TAR apenas para as séries de preços que se cointegraram. O teste de assimetria, cuja hipótese nula $\rho_1 = \rho_2$, evidenciou que todas as séries em que há cointegração apresentaram um padrão de simetria na transmissão de preços, ao nível de 5% de significância.

Para verificar a existência de uma relação de causalidade entre o mercado de boi gordo e o mercado de alimentos, aplicou-se o teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços do boi gordo e os preços dos alimentos (Tabela 20).

Tabela 20: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços do boi gordo e os preços dos alimentos

Hipótese nula	Estatística-F	p-valor
Boi gordo não Granger Causa açúcar	3,14928**	0,0453
Boi gordo não Granger Causa arroz	7,47304***	0,0008
Boi gordo não Granger Causa banana	5,93742***	0,0032
Boi gordo não Granger Causa batata	14,2735***	0
Boi gordo não Granger causa café em pó	4,33116**	0,0146
Boi gordo não Granger causa carne	43,6926***	0
Boi gordo não Granger causa farinha de trigo	2,62552**	0,0752
Boi gordo não Granger causa feijão	4,7346***	0,0099
Boi gordo não Granger causa leite	4,28497**	0,0152
Boi gordo não Granger causa manteiga	2,38474*	0,0950
Boi gordo não Granger causa óleo	7,23728***	0,0009
Boi gordo não Granger causa pão	4,89331***	0,0085
Boi gordo não Granger causa tomate	17,3614***	0

Nota: (*) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, (**) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5%, (***) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Conforme mostra a Tabela 20, com o intuito de verificar se as alterações nos preços do boi gordo causam no sentido de Granger alterações nos preços dos demais produtos estudados. O teste de causalidade de Granger indica que os preços do boi gordo podem ser considerados bons previsores para o comportamento dos preços de todas as séries analisadas.

Com o intuito de analisar as possíveis transmissões de volatilidades entre o mercado de boi gordo e o mercado de alimentos, foi aplicado o modelo BEKK. Os resultados do modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços do boi gordo e os preços dos alimentos estão apresentados na Tabela 21.

Tabela 21: Modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços do boi gordo e os preços dos alimentos

Mercados	Coeficientes dos modelos			Teste de Wald	Diagnóstico dos resíduos		
	Choque (a ₁₂)	Volatilidade (b ₁₂)	Assimetria (d ₁₂)	a ₁₂ =b ₁₂ =0	Teste Jarque-Bera	Estatística Q (10)	ARCH-LM (12)
Boi gordo (1)	0,0039***	-0,0029**	0,0085***	4,9610***	11,476**	223,6805***	163,24***
Açúcar (2)	(0,0035)	(0,0370)	(0,0000)	(0,0070)	(0,022)	(0,0000)	(0,0004)
Boi gordo (1)	-0,0065***	-0,0002 ^{ns}	-0,0085***	9,96485***	20,085***	66,7902***	190,63***
Arroz (2)	(0,0000)	(0,7625)	(0,0027)	(0,0000)	(0,000)	(0,0049)	(0,0000)
Boi gordo (1)	-0,0115 ^{ns}	-0,0004 ^{ns}	0,0024 ^{ns}	5,5468***	41,840***	69,8676***	144,40**
Banana (2)	(0,5153)	(0,9650)	(0,6337)	(0,0038)	(0,000)	(0,0024)	(0,0110)
Boi gordo (1)	-0,0382**	-0,0130 ^{ns}	0,1557***	2,8749*	17,469***	78,9855***	150,00***
Batata (2)	(0,0257)	(0,1798)	(0,0000)	(0,0564)	(0,002)	(0,0000)	(0,0046)
Boi gordo (1)	-0,0489**	0,0358***	-0,0046 ^{ns}	3,5879***	68,674***	53,4711*	185,03***
Café em pó (2)	(0,0180)	(0,0015)	(0,4723)	(0,0000)	(0,000)	(0,0753)	(0,0000)
Boi gordo (1)	0,1657***	-0,0719***	0,1957***	56,0674***	2,721 ^{ns}	96,2166***	136,80**
Carne (2)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,606)	(0,0000)	(0,0319)
Boi gordo (1)	0,0025**	0,0049*	-0,0000 ^{ns}	7,0617***	9,007*	65,0105***	129,76*
Farinha de trigo (2)	(0,0605)	(0,0512)	(0,9999)	(0,0008)	(0,061)	(0,0074)	(0,0755)
Boi gordo (1)	0,0045 ^{ns}	0,0338***	0,0135 ^{ns}	2,6908*	54,267***	105,1928***	120,85 ^{ns}
Feijão (2)	(0,7638)	(0,0095)	(0,3138)	(0,0678)	(0,000)	(0,0000)	(0,1875)
Boi gordo (1)	-0,0022*	-0,0055***	0,0345***	1,8412 ^{ns}	15,693***	154,2325***	117,18 ^{ns}
Leite (2)	(0,0588)	(0,0006)	(0,0002)	(0,1586)	(0,003)	(0,0000)	(0,2570)
Boi gordo (1)	-0,0235 ^{ns}	0,0007 ^{ns}	-0,0399 ^{ns}	1,9554 ^{ns}	14,093***	169,8261***	186,39***
Manteiga (2)	(0,1392)	(0,9598)	(0,2474)	(0,1414)	(0,007)	(0,0000)	(0,0000)
Boi gordo (1)	0,0017 ^{ns}	0,0002 ^{ns}	0,0085 ^{ns}	1,0016 ^{ns}	4,923 ^{ns}	105,4903***	168,58***
Óleo (2)	(0,5204)	(0,9632)	(0,4829)	(0,3672)	(0,295)	(0,0000)	(0,0001)
Boi gordo (1)	0,0138**	0,0022 ^{ns}	-0,0075 ^{ns}	7,153***	5,668 ^{ns}	125,5183***	181,05***
Pão (2)	(0,0302)	(0,4696)	(0,1307)	(0,0007)	(0,225)	(0,0000)	(0,0000)
Boi gordo (1)	0,0253*	-0,0142*	0,0403**	8,0270***	14,822***	168,3266***	147,10***
Tomate (2)	(0,0562)	(0,0779)	(0,0202)	(0,0003)	(0,005)	(0,0000)	(0,0073)

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Os resultados expressos na Tabela 21 evidenciam que todos os modelos apresentaram resíduos com autocorrelação serial, conforme os resultados do teste Ljung-Box; a maioria dos modelos apresentaram resquícios de efeito ARCH, segundo as estatísticas do teste ARCH-LM; e a maioria dos modelos não apresentaram resíduos com distribuição normal, de acordo os resultados do teste de Jarque e Bera.

Analisando-se os coeficientes de transmissão de risco de preços via choque (a) do mercado de boi gordo sobre os mercados de alimentos (Tabela 21), verificou-se que, ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, os choques de preços no mercado de boi gordo transferem risco para a maior parte dos mercados de alimentos analisados, excetuando-se os mercados de banana, feijão, manteiga e óleo de soja, que não são afetados pelos choques de volatilidade do mercado de boi gordo.

De acordo com os coeficientes expostos na Tabela 21, verificou-se que, ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, que o mercado de boi gordo transfere risco de preços via volatilidade (*b*) para os mercados de açúcar, café em pó, carne, farinha de trigo, feijão, leite e tomate.

Os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade (*b*) do mercado de boi gordo para os mercados de açúcar, café em pó, carne, farinha de trigo, leite e tomate confirmam os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços via choque (*a*). Esse resultado é corroborado pelo teste de Wald, cujo coeficiente estimado ratifica que o mercado de boi gordo transfere risco de preços via choque (*a*) e volatilidade (*b*) para os mercados de açúcar, café em pó, carne, farinha de trigo e tomate, sugerindo uma alta integração entre o mercado de boi gordo e estes mercados.

O coeficiente da assimetria (*d*) na transmissão de risco de preços demonstrou simetria na transmissão de risco de preços do mercado de boi gordo para os mercados de café em pó e de farinha de trigo, ou seja, variações negativas e positivas nos preços são estatisticamente propagadas com a mesma magnitude. No caso da transmissão de risco de preços do mercado de boi gordo para os mercados de açúcar, carne e tomate, os coeficientes apresentaram um padrão de assimetria na transmissão, ou seja, alterações negativas e positivas nos preços se propagam, com diferentes magnitudes, estatisticamente.

4.5 Relação entre os preços do milho e os preços dos alimentos

Para analisar a possível relação de longo prazo entre as séries de preços do milho e dos alimentos em estudo, foi realizado o teste de cointegração de Engle-Granger para verificar a existência de cointegração entre as séries, o qual consiste em estimar as regressões e avaliar os resíduos dessa estimação. Assim sendo, se os resíduos forem estacionários, conclui-se que os preços dos alimentos com os preços do milho se cointegram. Na Tabela 22, são apresentados os resultados do teste Engle-Granger nos resíduos das estimações em pares das séries de preços dos alimentos e do milho.

Tabela 22: Teste nos resíduos das estimações em pares – Engle-Granger das séries de preços dos alimentos e do milho

Pares	Estatística ADF	p-valor	Durbin-Watson
Açúcar e milho	-2,736984*	0,0698	2,059740
Arroz e milho	-2,857250*	0,0525	2,033116
Banana e milho	-2,156142 ^{ns}	0,2233	1,824687
Batata e milho	-4,212158***	0,0008	1,883251
Café em pó e milho	-2,618454*	0,0911	2,066742
Carne e milho	-2,832776*	0,0557	2,000625
Farinha de trigo e milho	-3,455292**	0,0103	1,972879
Feijão e milho	-5,261027***	0,0000	2,048513
Leite e milho	-3,445145**	0,0106	1,991629
Manteiga e milho	-2,305076 ^{ns}	0,1715	2,060938
Óleo e milho	-3,705119***	0,0047	2,044133
Pão e milho	-2,817614*	0,0577	2,042457
Tomate e milho	-5,048774***	0,0000	2,003795

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Dentre as séries analisadas, observa-se que o mercado de milho apresentou cointegração com a maioria das séries analisadas, ou seja, estas séries são estacionárias de ordem um (I(1)), com exceção do mercado de banana e de manteiga, os quais não apresentaram cointegração com o mercado de milho, conforme resultados do teste de Engle e Granger.

Posteriormente, realizou-se o teste para determinar a ordem de defasagem e estimar o modelo de cointegração. Os valores dos critérios de informação de *Akaike*, *Schwarz* e *Hannan-Quinn* utilizados para definição do número de defasagens ótimas para o teste de cointegração estão dispostos na Tabela 23.

Tabela 23: Defasagens ótimas entre os preços dos alimentos e do milho

Preços	Defasagens	Critérios de informação			
		Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn	
Açúcar	Milho	2	1,118673	1,297425*	1.191161*
Arroz	Milho	2	0,390116*	0,568868*	0.462605*
Banana	Milho	2	3,044120*	3,222872*	3.116609*
Batata	Milho	2	4,252351	4,431103*	4.324840*
Café em pó	Milho	2	4,682728*	4,861480*	4.755217*
Carne	Milho	2	5,159160*	5,337912*	5.231649*
Farinha de trigo	Milho	2	6,114631	6,293383*	6.187120
Feijão	Milho	2	5,114962	5,293714*	5.187451*
Leite	Milho	2	1,311208	1,489960*	1.383697*
Manteiga	Milho	2	5,687742	5,866494*	5.760230*
Óleo	Milho	2	1,725169*	1,903921*	1.797657*
Pão	Milho	2	2,681500	2,860252*	2.753989*
Tomate	Milho	2	4,878238	5,056990*	4.950726*

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Partindo do princípio da parcimônia, optou-se por duas defasagens ótimas para o teste de cointegração, conforme definido pelos critérios de informação de Schwarz. Definido o número ótimo de defasagens, realizou-se o teste de cointegração apresentado na Tabela 24.

Tabela 24: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços dos alimentos e do milho

Preços	Vetores de Cointegração	<i>Eigenvalue</i>	Teste traço			
			Traço	Valor Crítico (5%)	p-valor	
Açúcar	Milho	0	0,0797	18,5831	15,4947	0,0166
		1	0,0194	3,5459	3,8415	0,0597
Arroz	Milho	0	0,1409	27,7328	15,4947	0,0005
		1	0,0013	0,2431	3,8415	0,6220
Banana	Milho	0	0,0941	18,5666	15,4947	0,0167
		1	0,0038	0,6874	3,8415	0,4070
Batata	Milho	0	0,1097	23,3286	15,4947	0,0027
		1	0,0126	2,2876	3,8415	0,1304
Café em pó	Milho	0	0,1558	30,7848	15,4947	0,0001
		1	0,0007	0,1244	3,8415	0,7243
Carne	Milho	0	0,1206	24,2316	15,4947	0,0019
		1	0,0053	0,9636	3,8415	0,3263
Farinha de trigo	Milho	0	0,098672	19,08718	15,49471	0,0137
		1	0,001566	0,283730	3,841466	0,5943
Feijão	Milho	0	0,1352	31,9450	15,4947	0,0001
		1	0,0307	5,6507	3,8415	0,0174
Leite	Milho	0	0,1256	24,3174	15,4947	0,0018
		1	0,0001	0,0139	3,8415	0,9060
Manteiga	Milho	0	0,122159	24,38007	15,49471	0,0018
		1	0,004397	0,797626	3,841466	0,3718
Óleo	Milho	0	0,1407	30,6410	15,4947	0,0001
		1	0,0175	3,1994	3,8415	0,0737
Pão	Milho	0	0,114751	22,38838	15,49471	0,0039
		1	0,001805	0,326977	3,841466	0,5674
Tomate	Milho	0	0,1380	31,1570	15,4947	0,0001
		1	0,0234	4,2884	3,8415	0,0384

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

A análise dos resultados dos testes de cointegração de Johansen para todos os mercados analisados mostrou a existência de uma relação de longo prazo entre o mercado de milho e o mercado de alimentos. Ao aplicar os testes de cointegração propostos por Johansen (1988), as estatísticas do teste traço apontam para a existência de cointegração entre as séries analisadas, considerando-se o nível de 5% de significância. Esses resultados corroboram os resultados do teste de Engle e Granger para as séries estudadas, excetuando-se o mercado da banana e da manteiga, os quais não apresentaram cointegração com o mercado de milho.

Observa-se que há dois vetores de cointegração, ou seja, existem duas relações de longo prazo entre os mercados de milho e tomate e de milho e feijão, portanto, pode-se afirmar que existe forte grau de integração entre esses mercados e uma tendência estocástica comum entre eles.

Em seguida, foram aplicados os modelos TAR e M-TAR, que possibilitam a análise da velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo de forma não linear. As séries temporais de preços do milho e dos alimentos foram logaritmizadas para a realização dos testes. Os parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do milho estão dispostos na Tabela 25.

Tabela 25: Parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do milho

Séries	ρ_1	ρ_2	τ	$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$		$H_0: \rho_1 = \rho_2$	
				$\Phi_{\text{calculado}}$	$\Phi_{\text{crítico}}$	$F_{\text{calculado}}$	$F_{\text{crítico}}$
Açúcar e milho	-0,1164	-0,0486	0,2302	6,5718	6,7403	3,0726	6,7553
Arroz e milho	-0,0499	-0,1001	-0,1540	6,2963	6,9881	1,5154	6,7198
Banana e milho	-0,0558	-0,1192	-0,3335	4,8642	6,8694	1,4557	6,7362
Batata e milho	-0,2038	-0,1178	0,3096	6,7341	7,0210	1,3294	6,8160
Café em pó e milho	-0,0532	-0,0673	-0,1391	4,3280	7,0283	0,1249	6,6783
Carne e milho	-0,0526	-0,0811	-0,2407	4,8088	7,0870	0,4589	6,5107
Farinha de trigo e milho	-0,0462	-0,1029	-0,2272	5,9462	6,9846	1,9493	6,7067
Feijão e milho	-0,2398	-0,1054	0,2750	14,5681*	7,0487	4,9119	6,8047
Leite e milho	-0,0458	-0,0810	0,1175	4,1937	6,8563	0,7548	6,8770
Manteiga e milho	-0,0345	-0,1159	-0,2614	6,0264	6,8860	3,9083	6,7594
Óleo e milho	-0,2140	-0,0838	-0,0951	10,4760*	6,9480	3,9877	6,6700
Pão e milho	-0,0377	-0,0862	-0,1636	4,2529	6,7835	1,6667	6,9472
Tomate e milho	-0,1431	-0,2194	0,2377	4,4391	6,7792	0,8604	7,0147

Nota: Os valores críticos de Φ e F foram simulados por Monte Carlo para nível de significância de 5%.

(*) denota a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Ao analisar os resultados do modelo TAR, apresentados na Tabela 25, para testar ausência de cointegração entre as séries de preços, verificou-se que existe um equilíbrio de longo prazo entre os preços do milho e os preços do feijão e do óleo de soja. A próxima etapa consiste em avaliar se o ajustamento entre essas séries cointegradas é simétrico. O teste de assimetria demonstrou, entre as séries, um padrão de simetria, a 5% de significância, na transmissão entre os preços do milho e os preços do feijão e do óleo de soja. Ou seja, não se pode rejeitar a hipótese nula de que os preços do feijão e do óleo de soja respondem em igual intensidade tanto abaixo quanto acima do limiar a choques nos preços do milho.

Posteriormente, foram testadas a ocorrência de cointegração e assimetria nas especificações do modelo M-TAR, com a hipótese nula de não cointegração, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ e de simetria $H_0: \rho_1 = \rho_2$ (Tabela 26).

Tabela 26: Parâmetros estimados para o modelo M-TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e do milho

Séries	ρ_1	ρ_2	τ	$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$		$H_0: \rho_1 = \rho_2$	
				$\Phi_{\text{calculado}}$	$\Phi_{\text{crítico}}$	$F_{\text{calculado}}$	$F_{\text{crítico}}$
Açúcar e milho	-0,0529	-0,1090	-0,0382	6,0475	7,6951	2,0838	8,1080
Arroz e milho	-0,0603	-0,1057	-0,0339	5,9574	8,1326	0,8771	8,3057
Banana e milho	0,0221	-0,1188	0,0316	7,9112	8,0198	7,2738	8,3044
Batata e milho	-0,3149	-0,1192	0,1954	7,9811	8,0023	3,6628	8,3221
Café em pó e milho	0,0205	-0,0729	0,0561	5,9327	8,1283	3,1884	8,1645
Carne e milho	0,0029	-0,0954	0,0231	7,3730	8,1563	5,3383	8,3433
Farinha de trigo e milho	-0,1287	-0,0593	0,0530	5,5328	8,0184	1,1664	8,1861
Feijão e milho	-0,2909	-0,1310	0,0896	14,1317*	8,0154	4,1407	8,2452
Leite e milho	0,0146	-0,0904	0,0398	6,4122	7,9196	5,0031	8,1888
Manteiga e milho	-0,0375	-0,1263	-0,0671	5,9128	7,9372	3,6909	8,1562
Óleo e milho	-0,3252	-0,1123	0,0445	11,7117*	8,1138	6,2474	8,1158
Pão e milho	0,0062	-0,0774	0,0264	5,7269	7,8232	4,4997	8,1771
Tomate e milho	-0,2934	-0,1461	0,1094	5,3232	7,7838	2,5470	8,1829

Nota: Os valores críticos de Φ e F foram simulados por Monte Carlo para nível de significância de 5%.

(*) denota a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Os resultados da Tabela 26, evidenciam que a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% para as séries de preços do milho e os preços do feijão e do óleo de soja, corroborando os resultados do modelo TAR. Depois da realização do teste de cointegração, testou-se a assimetria através do modelo M-TAR apenas para as séries de preços que se cointegraram. O teste de assimetria evidenciou que todas as séries em que há cointegração apresentaram um padrão de simetria na transmissão de preços, ao nível de 5% de significância.

Para avaliar se há uma relação causal entre as séries estudadas, foi aplicado o teste de causalidade de Granger, conforme os dados da Tabela 27, utilizando-se das séries de retornos.

Tabela 27: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços dos alimentos e do milho

Hipótese nula	Estatística-F	p-valor
Milho não Granger Causa açúcar	2,55948*	0,0802
Milho não Granger Causa arroz	8,49614***	0,0003
Milho não Granger Causa banana	4,71691**	0,0101
Milho não Granger causa batata	10,584***	0,00005
Milho não Granger causa café em pó	6,33612***	0,0022
Milho não Granger causa carne	0,07603	0,9268
Milho não Granger causa farinha de trigo	6,87687***	0,0013
Milho não Granger causa feijão	13,8873***	0,0000
Milho não Granger causa leite	7,02831***	0,0012
Milho não Granger causa manteiga	6,79107***	0,0014
Milho não Granger Causa óleo	9,36378***	0,0001
Milho não Granger causa pão	4,40901**	0,0135
Milho não Granger Causa tomate	5,36803***	0,0054

Nota: (*) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, (**) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5%, (***) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Os resultados dos testes realizados, expressos na Tabela 27, sugerem a existência de uma relação de causalidade dos preços do milho para os preços do açúcar, do arroz, da banana, da batata, do café em pó, da farinha de trigo, do feijão, do leite, da manteiga, do óleo, do pão e do tomate. Ou seja, pode-se afirmar que os preços do milho podem ser considerados bons previsores para o comportamento da maior parte das séries de preços dos alimentos analisados, com exceção da carne.

Com o intuito de analisar as possíveis transmissões de volatilidades entre o mercado de milho e o mercado de alimentos, foi utilizado o modelo BEKK. Os resultados e análises estão dispostos nos dados da Tabela 28, a qual apresenta os coeficientes (choque, volatilidade e assimetria) dos modelos BEKK bivariados, o teste de Wald, para verificação de causalidade da variância e da existência ou não de transmissão de volatilidade e os diagnósticos dos resíduos dos modelos. Os modelos estão representados pelos coeficientes estimados e suas respectivas significâncias estatísticas, que são encontradas imediatamente abaixo dos valores entre parênteses.

Todos os modelos analisados apresentaram resíduos com autocorrelação serial, conforme os resultados do teste Ljung-Box, segundo os resultados apresentados na Tabela 28. A maioria dos modelos apresentaram resquícios de efeito ARCH, de acordo com os resultados do teste ARCH-LM e não apresentaram resíduos com distribuição normal, segundo os resultados do teste de Jarque e Bera.

Ao analisar os coeficientes da transmissão de risco de preços via choque (*a*) do mercado de milho sobre os mercados de alimentos (Tabela 28), evidenciou-se que os choques de preços no mercado de milho transferem risco para os mercados de açúcar, café em pó, leite, óleo de soja e pão, ao nível de significância estatística de 1% e 5%.

De acordo com os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade (*b*) do mercado de milho para os mercados de alimentos, observou-se que ao nível de 1% de significância estatística, o mercado de milho transfere risco de preços via volatilidade (*b*) para a maior parte dos mercados analisados, excetuando-se o mercado do açúcar e da farinha de trigo.

Destaca-se que os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade (*b*) do mercado de milho para os mercados de café em pó, leite, óleo de soja e pão corroboram os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços via choque (*a*). Esse resultado é confirmado pelo teste de Wald, cujo coeficiente estimado ratifica que o mercado de milho transfere risco de preços via choque (*a*) e volatilidade (*b*) para os mercados de café em pó, leite,

óleo de soja e pão, demonstrando uma alta integração entre o mercado de milho e estes mercados.

Tabela 28: Modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços do milho e os preços dos alimentos

Mercados	Coeficientes dos modelos			Teste de Wald	Diagnóstico dos resíduos		
	Choque (a ₁₂)	Volatilidade (b ₁₂)	Assimetria (d ₁₂)	a ₁₂ =b ₁₂ =0	Teste Jarque-Bera	Estatística Q (10)	ARCH-LM (12)
Milho (1)	0,0094**	0,0036 ^{ns}	-0,0170 ^{ns}	4,1614**	7,712*	216,8864***	138,57**
Açúcar (2)	(0,0172)	(0,3866)	(0,3726)	(0,0155)	(0,100)	(0,0000)	(0,0252)
Milho (1)	-0,0067 ^{ns}	-0,0070***	-0,0020 ^{ns}	0,3629 ^{ns}	7,595 ^{ns}	191,7112***	191,04***
Arroz (2)	(0,4066)	(0,0004)	(0,9419)	(0,6956)	(0,112)	(0,0000)	(0,0000)
Milho (1)	-0,0143 ^{ns}	0,0886***	0,0179**	3,3939**	14,597***	167,0136***	153,05***
Banana (2)	(0,4866)	(0,0000)	(0,0392)	(0,0335)	(0,006)	(0,0000)	(0,0028)
Milho (1)	-0,0148 ^{ns}	-0,0996***	-0,0576**	5,0201***	9,746**	262,6674***	154,81***
Batata (2)	(0,4560)	(0,0000)	(0,0327)	(0,0066)	(0,045)	(0,0000)	(0,0021)
Milho (1)	-0,0585***	0,0444***	-0,2324***	6,0857***	0,962 ^{ns}	158,5331***	136,43**
Café em pó (2)	(0,0004)	(0,0022)	(0,0000)	(0,0022)	(0,915)	(0,0000)	(0,0335)
Milho (1)	0,0065 ^{ns}	-0,0569***	-0,0379 ^{ns}	0,1818 ^{ns}	36,049***	122,5034***	135,18**
Carne (2)	(0,7171)	(0,0011)	(0,2218)	(0,8336)	(0,000)	(0,0000)	(0,0393)
Milho (1)	-0,0028 ^{ns}	0,0054 ^{ns}	0,0000 ^{ns}	1,6750 ^{ns}	2,604 ^{ns}	145,1825***	148,25***
Farinha de trigo (2)	(0,5829)	(0,1955)	(0,9994)	(0,1872)	(0,626)	(0,0000)	(0,0061)
Milho (1)	-0,0015 ^{ns}	0,2379***	0,0389 ^{ns}	0,7513 ^{ns}	14,949***	270,3428***	175,34***
Feijão (2)	(0,9434)	(0,0000)	(0,3567)	(0,4717)	(0,005)	(0,0000)	(0,0000)
Milho (1)	-0,0116***	-0,0216***	-0,0013 ^{ns}	6,6382***	6,682 ^{ns}	273,6786***	190,74***
Leite (2)	(0,0002)	(0,0000)	(0,8904)	(0,0013)	(0,154)	(0,0000)	(0,0000)
Milho (1)	-0,0194 ^{ns}	-0,2031***	0,2856***	6,2984***	5,120 ^{ns}	201,6456***	153,80***
Manteiga (2)	(0,3906)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0018)	(0,275)	(0,0000)	(0,0025)
Milho (1)	-0,0405***	0,0372***	-0,0040 ^{ns}	63,1962***	18,212***	137,5558***	141,57**
Óleo (2)	(0,0000)	(0,0000)	(0,5390)	(0,0000)	(0,001)	(0,0000)	(0,0167)
Milho (1)	0,0444***	-0,0596***	0,0798***	8,1934***	3,739 ^{ns}	165,4302***	143,88**
Pão (2)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0002)	(0,443)	(0,0000)	(0,0119)
Milho (1)	0,0317 ^{ns}	-0,1037***	-0,1007**	3,0172**	8,733*	226,9835***	109,11 ^{ns}
Tomate (2)	(0,5335)	(0,0011)	(0,0482)	(0,0489)	(0,068)	(0,0000)	(0,4520)

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

O coeficiente da assimetria (d) na transmissão de risco de preços identificou simetria na transmissão de risco de preços do mercado de milho para o mercado de óleo de soja e de leite, ou seja, variações negativas e positivas nos preços são estatisticamente propagadas com a mesma magnitude. No caso da transmissão de risco de preços do mercado de milho para os mercados de pão e café em pó, os coeficientes apresentaram um padrão de assimetria na transmissão, ou seja, variações negativas e positivas nos preços se alastram, estatisticamente, com magnitudes distintas.

4.6 Relação entre os preços da soja e os preços dos alimentos

Com o intuito de verificar a existência de cointegração entre as séries de preços da soja e dos alimentos, foi realizado o teste de cointegração de Engle e Granger, estimando-se uma regressão, pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários e testando-se a estacionariedade dos resíduos desta regressão, por meio do teste ADF. Na Tabela 29, pode-se observar os resultados do teste de cointegração de Engle-Granger.

Tabela 29: Teste nos resíduos das estimações em pares – Engle-Granger das séries de preços dos alimentos e da soja

Pares	Estatística ADF	p-valor	Durbin-Watson
Açúcar e soja	-2,726690*	0,0714	2,088770
Arroz e soja	-3,692761***	0,0049	1,996805
Banana e soja	-2,281874 ^{ns}	0,1790	1,733819
Batata e soja	-5,858987***	0,0000	1,961422
Café em pó e soja	-3,023363**	0,0346	1,994496
Carne e soja	-3,546042***	0,0078	1,993778
Farinha de trigo e soja	-3,179603**	0,0228	1,960008
Feijão e soja	-4,607871***	0,0002	2,103639
Leite e soja	-3,886897***	0,0026	1,975533
Manteiga e soja	-1,671303 ^{ns}	0,4442	1,744033
Óleo e soja	-3,859932***	0,0029	2,059218
Pão e soja	-3,146360**	0,0250	1,945239
Tomate e soja	-8,635007***	0,0000	2,007657

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Conforme os resultados das estatísticas do teste de cointegração de Engle e Granger, verifica-se que o mercado de soja apresentou cointegração com a maioria das séries avaliadas, ou seja, estas séries são estacionárias de ordem um ($I(1)$), excetuando-se o caso do mercado de banana e de manteiga, os quais não apresentaram cointegração com o mercado de soja.

Na Tabela 30, constam os valores dos critérios de informação de *Akaike*, *Schwarz* e *Hannan-Quinn* utilizados para determinar o número de defasagens ótimas para o teste de cointegração.

Tabela 30: Defasagens ótimas entre os preços dos alimentos e da soja

Preços	Defasagens	Critérios de informação			
		Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn	
Açúcar	Soja	2	2,682039	2,860790*	2.754527*
Arroz	Soja	2	1,945906*	2,124658*	2.018395*
Banana	Soja	2	4,673389	4,852140*	4.745877
Batata	Soja	2	5,807936	5,986688*	5.880425
Café em pó	Soja	2	6,251217*	6,429969*	6.323706*
Carne	Soja	2	6,724355	6,903107*	6.796844*
Farinha de trigo	Soja	2	2,482797	2,661549*	2.555286
Feijão	Soja	2	6,752807	6,931559*	6.825296
Leite	Soja	2	2,881573*	3,060325*	2.954062*
Manteiga	Soja	2	7,305318	7,484070*	7.377806*
Óleo	Soja	2	3,317202	3,495953*	3.389690*
Pão	Soja	2	4,217383	4,396135*	4.289871*
Tomate	Soja	2	6,356264	6,535016*	6.428753

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Analisando os resultados obtidos e partindo do princípio da parcimônia, os critérios de informação de Schwarz sugerem um número ótimo de duas defasagens para as séries. Em seguida, após a definição do número ótimo de defasagens, realizou-se o teste de cointegração de Johansen (1988) apresentado na Tabela 31.

Tabela 31: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços dos alimentos e da soja

Preços	Vetores de Cointegração	Eigenvalue	Teste traço			
			Traço	Valor Crítico (5%)	p-valor	
Açúcar	Soja	0	0,0492	9,3304	15,4947	0,3357
		1	0,0011	0,2075	3,8415	0,6487
Arroz	Soja	0	0,1090	20,8964	15,4947	0,0069
		1	0,0000	0,0081	3,8415	0,9276
Banana	Soja	0	0,0565	10,5292	15,4947	0,2422
		1	0,0001	0,0100	3,8415	0,9200
Batata	Soja	0	0,1946	39,1608	15,4947	0,0000
		1	0,0000	0,0000	3,8415	0,9992
Café em pó	Soja	0	0,0640	11,9869	15,4947	0,1576
		1	0,0001	0,0173	3,8415	0,8953
Carne	Soja	0	0,0977	19,8629	15,4947	0,0103
		1	0,0069	1,2521	3,8415	0,2632
Farinha de trigo	Soja	0	0,0992	18,9047	15,4947	0,0147
		1	0,0000	0,0041	3,8415	0,9475
Feijão	Soja	0	0,1257	24,6546	15,4947	0,0016
		1	0,0019	0,3413	3,8415	0,5591
Leite	Soja	0	0,1177	22,6824	15,4947	0,0035
		1	0,0001	0,0266	3,8415	0,8703
Manteiga	Soja	0	0,0429	9,8660	15,4947	0,2912
		1	0,0106	1,9318	3,8415	0,1646
Óleo	Soja	0	0,0989	19,0587	15,4947	0,0139
		1	0,0012	0,2183	3,8415	0,6404
Pão	Soja	0	0,0932	18,2826	15,4947	0,0185
		1	0,0032	0,5783	3,8415	0,4470
Tomate	Soja	0	0,2876	61,5547	15,4947	0,0000
		1	0,0010	0,1871	3,8415	0,6654

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

De acordo com a análise dos resultados dos testes de cointegração de Johansen (1988), as estatísticas do teste traço apontam para a existência de, pelo menos, um vetor de cointegração entre as séries de preços da soja e de grande parte dos alimentos considerados na pesquisa, considerando-se o nível de 5% de significância estatística. Constatou-se que existe relação de longo prazo entre os mercados de soja com os mercados de arroz, de batata, de carne, de farinha de trigo, de feijão, de leite, de óleo, de pão e de tomate. Observou-se que tal hipótese é corroborada pelo teste de Engle e Granger, o qual mostrou haver cointegração entre estes pares analisados.

Com o intuito de detectar a existência de assimetria na transmissão de preços da soja para os preços dos alimentos, utilizou-se os modelos de Correção de Erros TAR (*threshold*) (Tabela 32) e M-TAR (*momentum threshold*) (Tabela 33) nas séries de preços logaritmizadas.

Tabela 32: Parâmetros estimados para o modelo TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e da soja

Séries	ρ_1	ρ_2	τ	$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$		$H_0: \rho_1 = \rho_2$	
				$\Phi_{\text{calculado}}$	$\Phi_{\text{crítico}}$	$F_{\text{calculado}}$	$F_{\text{crítico}}$
Açúcar e soja	-0,0858	-0,0484	0,3137	5,6452	6,8387	0,9423	6,6499
Arroz e soja	-0,0687	-0,1485	0,0911	7,7694*	6,9616	1,6034	6,5464
Banana e soja	-0,0310	-0,0920	-0,1516	2,4890	6,8168	1,2810	6,8225
Batata e soja	-0,0784	-0,1879	0,3508	3,3744	6,7877	1,5006	6,7703
Café em pó e soja	-0,0532	-0,1371	-0,1427	5,7545	7,1771	2,4005	6,4566
Carne e soja	-0,1621	-0,0782	0,1255	7,3477*	6,9442	1,9600	6,4616
Farinha de trigo e soja	-0,2042	-0,0614	0,1233	9,9117*	6,8705	6,6526	6,7973
Feijão e soja	-0,2434	-0,0660	0,2468	15,5325*	6,9084	10,1275*	6,6654
Leite e soja	-0,1453	-0,1051	-0,0876	0,4576	6,6397	8,0588	7,0002
Manteiga e soja	-0,0086	-0,0632	-0,1681	2,6046	7,0218	2,4773	6,6652
Óleo e soja	-0,1461	-0,1891	0,0898	10,0480*	7,0338	0,4391	6,7323
Pão e soja	-0,1017	-0,0690	0,1154	3,6693	6,9643	0,3994	6,8799
Tomate e soja	-0,4242	-0,5073	0,2733	7,7934*	6,7960	0,8563	6,8350

Nota: Os valores críticos de Φ e F foram simulados por Monte Carlo para nível de significância de 5%.

(*) denota a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Segundo os resultados apresentados na Tabela 32, observa-se a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% para as séries de preços da soja e do arroz, carne, farinha de trigo, feijão, óleo de soja e tomate. Depois de realizar o teste de cointegração, testou-se a assimetria através do modelo TAR apenas para as séries de preços que cointegraram.

O teste de assimetria, cuja hipótese nula $\rho_1 = \rho_2$, evidenciou que, dentre todas as séries em que há cointegração, a transmissão de preços da soja para o feijão apresentou ajustamentos assimétricos dos preços no modelo TAR a 5% de significância, enquanto as séries de preços da

soja para os preços do arroz, da carne, da farinha de trigo, do óleo de soja e do tomate apresentaram um padrão de simetria na transmissão de preços a 5% de significância.

Observou-se que, no caso da transmissão de preços da soja para os preços feijão, os choques positivos em patamar superior a 24,68% do preço médio do feijão foram eliminados mais rapidamente do que choques negativos, em decorrência de $|\rho_1| > |\rho_2|$.

Em seguida, foram testadas a ocorrência de cointegração e assimetria nas especificações do modelo M-TAR, com a hipótese nula de não cointegração, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ e de simetria $H_0: \rho_1 = \rho_2$ (Tabela 33).

Tabela 33: Parâmetros estimados para o modelo M-TAR entre as séries logaritmizadas dos preços mensais dos alimentos e da soja

Séries	ρ_1	ρ_2	τ	$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$		$H_0: \rho_1 = \rho_2$	
				$\Phi_{\text{calculado}}$	$\Phi_{\text{crítico}}$	$F_{\text{calculado}}$	$F_{\text{crítico}}$
Açúcar e soja	-0,0504	-0,0932	-0,0598	5,6662	8,0855	0,9820	8,2147
Arroz e soja	-0,1998	-0,0985	0,0285	7,9088	8,0369	1,8621	8,2854
Banana e soja	0,0049	-0,0809	0,0496	2,8263	8,0497	1,9412	8,1212
Batata e soja	-0,4022	-0,1300	0,2150	4,7126	7,7583	4,0943	8,0963
Café em pó e soja	-0,0509	-0,1549	-0,0409	6,2948	8,0804	3,4294	8,1046
Carne e soja	-0,0518	-0,1377	0,0209	7,3682	8,1376	1,9982	8,1828
Farinha de trigo e soja	-0,1419	-0,0637	0,0043	7,6462	7,9164	2,4280	8,1223
Feijão e soja	-0,1882	-0,0544	-0,0465	12,6335*	8,0206	4,9128	8,1464
Leite e soja	-0,1516	-0,0501	-0,0330	9,1230*	8,1249	2,4154	8,2197
Manteiga e soja	0,0125	-0,0348	0,0450	1,0587	8,1581	1,8847	8,1307
Óleo e soja	-0,1429	-0,2865	-0,0474	11,3423*	7,9994	2,7670	8,1047
Pão e soja	0,0198	-0,0988	0,0314	5,2530	7,9358	3,4391	8,2201
Tomate e soja	-0,5727	-0,4342	0,0787	8,5654*	7,8087	2,2730	8,3166

Nota: Os valores críticos de Φ e F foram simulados por Monte Carlo para nível de significância de 5%.

(*) denota a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Os resultados apresentados na Tabela 33, evidenciam que a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% para as séries de preços da soja e os preços do feijão, do leite, do óleo de soja e do tomate. Depois da realização do teste de cointegração, testou-se a assimetria através do modelo M-TAR apenas para as séries de preços que se cointegraram. O teste de assimetria evidenciou que todas as séries em que há cointegração apresentaram um padrão de simetria na transmissão de preços, ao nível de 5% de significância.

Com o objetivo de constatar se existe uma relação causal entre as séries estudadas, realizou-se o teste de causalidade de Granger (Tabela 34), utilizando-se das séries de retornos.

Tabela 34: Teste de causalidade de Granger emparelhado entre os preços dos alimentos e da soja

Hipótese nula	Estatística-F	p-valor
Soja não Granger Causa açúcar	3,15855**	0,0449
Soja não Granger Causa arroz	13,3987***	0
Soja não Granger Causa banana	2,18483	0,1155
Soja não Granger causa batata	8,57125***	0,0003
Soja não Granger causa café em pó	5,6532***	0,0042
Soja não Granger causa carne	2,0595	0,1305
Soja não Granger causa farinha de trigo	6,68695***	0,0016
Soja não Granger causa feijão	4,43465**	0,0132
Soja não Granger causa leite	8,11807***	0,0004
Soja não Granger Causa manteiga	3,15147**	0,0452
Soja não Granger Causa óleo	7,45372***	0,0008
Soja não Granger Causa pão	2,25225	0,1081
Soja não Granger Causa tomate	13,3281***	0

Nota: (*) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, (**) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5%, (***) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Os resultados dos testes de causalidade de Granger, apresentados na Tabela 34, indicam a existência de uma relação de causalidade dos preços da soja para a maior parte das séries analisadas, com exceção das séries de preços da carne, da banana e do pão. Em outras palavras, pode-se dizer que os preços da soja podem ser considerados bons previsores para o comportamento das séries de preços do açúcar, do arroz, da batata, do café em pó, da farinha de trigo, do feijão, do leite, da manteiga, do óleo e do tomate.

Com o intuito de analisar as possíveis transmissões de volatilidades entre o mercado de soja e o mercado de alimentos, foi aplicado o modelo BEKK. Os resultados do modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços da soja e os preços dos alimentos estão apresentados na Tabela 35.

A Tabela 35 evidencia que todos os modelos apresentaram resíduos com autocorrelação serial, conforme os resultados do teste Ljung-Box. A maioria dos modelos apresentaram resquícios de efeito ARCH, segundo as estatísticas do teste ARCH-LM e não apresentaram resíduos com distribuição normal, de acordo os resultados do teste de Jarque e Bera.

Analisando-se os coeficientes de transmissão de risco de preços via choque (a) do mercado de soja sobre os mercados de alimentos (Tabela 35), verificou-se que, ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, os choques de preços no mercado de soja transferem risco para a maior parte dos mercados de alimentos analisados, excetuando-se os mercados de carne e de açúcar, que não são afetados pelos choques do mercado de soja.

De acordo com os resultados da Tabela 35, verificou-se que, ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, o mercado de soja transfere risco de preços via volatilidade (b)

para a maioria dos mercados de alimentos analisados, excetuando-se os mercados de açúcar e de manteiga, os quais não são afetados pela volatilidade do mercado de soja.

Tabela 35: Modelo BEKK assimétrico aplicado às séries temporais de preços da soja e os preços dos alimentos

Mercados	Coeficientes dos modelos			Teste de Wald	Diagnóstico dos resíduos		
	Choque (a ₁₂)	Volatilidade (b ₁₂)	Assimetria (d ₁₂)	a ₁₂ =b ₁₂ =0	Teste Jarque-Bera	Estatística Q (10)	ARCH-LM (12)
Soja (1)	0,0054 ^{ns}	0,0084 ^{ns}	0,0209 ^{***}	0,3335 ^{ns}	6,437 ^{ns}	320,3035 ^{***}	158,67 ^{***}
Açúcar (2)	(0,7135)	(0,6452)	(0,0000)	(0,7163)	(0,169)	(0,0000)	(0,0010)
Soja (1)	-0,0092 ^{***}	0,0106 ^{***}	-0,0000 ^{ns}	24,7056 ^{***}	6,102 ^{ns}	154,9574 ^{***}	189,86 ^{***}
Arroz (2)	(0,0000)	(0,0000)	(0,9998)	(0,0000)	(0,192)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	-0,0247 ^{**}	0,0097 [*]	0,0153 ^{**}	3,4853 ^{**}	11,858 ^{**}	108,3385 ^{***}	183,85 ^{***}
Banana (2)	(0,0227)	(0,0877)	(0,0209)	(0,0306)	(0,018)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	0,0378 ^{***}	0,0724 ^{***}	0,0276 [*]	13,2777 ^{***}	8,336 [*]	362,1899 ^{***}	185,89 ^{***}
Batata (2)	(0,0005)	(0,0000)	(0,0659)	(0,0000)	(0,080)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	-0,0111 [*]	-0,0171 ^{**}	0,0656 ^{***}	6,2132 ^{***}	2,075 ^{ns}	147,5352 ^{***}	143,76 ^{**}
Café em pó (2)	(0,0706)	(0,0166)	(0,0000)	(0,0020)	(0,722)	(0,0000)	(0,0121)
Soja (1)	-0,0116 ^{ns}	0,0234 ^{***}	-0,0156 ^{ns}	13,3508 ^{***}	9,282 [*]	115,9213 ^{***}	183,59 ^{***}
Carne (2)	(0,2469)	(0,0002)	(0,6642)	(0,0000)	(0,054)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	-0,0070 ^{***}	0,0091 ^{***}	-0,0001 ^{ns}	40,0512 ^{***}	6,188 ^{ns}	148,4661 ^{***}	129,37 [*]
Farinha de trigo (2)	(0,0000)	(0,0000)	(0,9553)	(0,0000)	(0,186)	(0,0000)	(0,0788)
Soja (1)	0,0464 ^{***}	-0,0215 ^{***}	0,1216 ^{***}	18,4750 ^{***}	4,886 ^{ns}	146,1132 ^{***}	141,04 ^{**}
Feijão (2)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,299)	(0,0000)	(0,0180)
Soja (1)	-0,0089 ^{***}	0,0149 ^{***}	-0,0000 ^{ns}	4,0350 ^{***}	10,37 ^{**}	146,5543 ^{***}	184,01 ^{***}
Leite (2)	(0,0093)	(0,0000)	(0,9999)	(0,0176)	(0,035)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	0,0681 ^{**}	-0,0482 ^{ns}	0,0000 ^{ns}	3,6377 ^{**}	13,362 ^{**}	135,5927 ^{***}	168,41 ^{***}
Manteiga (2)	(0,0112)	(0,1877)	(0,9999)	(0,0263)	(0,010)	(0,0000)	(0,0001)
Soja (1)	0,0052 [*]	0,0098 ^{***}	-0,0035 ^{ns}	11,4510 ^{***}	9,630 ^{**}	214,7410 ^{***}	161,68 ^{***}
Óleo (2)	(0,0726)	(0,0005)	(0,3919)	(0,0000)	(0,047)	(0,0000)	(0,0006)
Soja (1)	0,0297 ^{***}	-0,0472 ^{***}	0,0072 ^{ns}	7,7770 ^{***}	8,043 [*]	121,7098 ^{***}	173,17 ^{***}
Pão (2)	(0,0006)	(0,0000)	(0,3238)	(0,0004)	(0,090)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	0,0289 ^{**}	0,0178 ^{ns}	-0,0257 ^{**}	3,3826 ^{**}	5,302 ^{ns}	187,5179 ^{***}	176,86 ^{***}
Tomate (2)	(0,0285)	(0,2489)	(0,0260)	(0,0339)	(0,258)	(0,0000)	(0,0000)

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2022)

Os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade (*b*) do mercado de soja para os mercados de arroz, banana, batata, café em pó, farinha de trigo, feijão, leite, óleo de soja e pão corroboram os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços via choque (*a*). Esse resultado é confirmado pelo teste de Wald, cujo coeficiente estimado ratifica que o mercado de soja transfere risco de preços via choque (*a*) e volatilidade (*b*) para os mercados de arroz, banana, batata, café em pó, farinha de trigo, feijão, leite, óleo de soja e pão, sugerindo uma alta integração entre o mercado de soja e estes mercados.

O coeficiente da assimetria (*d*) na transmissão de risco de preços demonstrou simetria na transmissão de risco de preços do mercado de soja para os mercados de arroz, farinha de

trigo, leite, óleo de soja e pão, ou seja, variações negativas e positivas nos preços são estatisticamente propagadas com a mesma magnitude. No caso da transmissão de risco de preços do mercado de soja para os mercados de banana, batata, café em pó e feijão, os coeficientes apresentaram um padrão de assimetria na transmissão, ou seja, alterações negativas e positivas nos preços se propagam, com diferentes magnitudes, estatisticamente.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo da presente pesquisa foi verificar se os preços das *commodities* agropecuárias e sua volatilidade afetam os preços dos alimentos e sua volatilidade. Para tanto, buscou-se verificar a existência de cointegração entre as séries de preços das *commodities* agropecuárias e dos alimentos por meio da aplicação do teste de cointegração de Engle e Granger (1987), do teste de cointegração de Johansen (1988) e dos modelos TAR (*threshold*) e M-TAR (*momentum threshold*), propostos por Enders e Siklos (2001). Os modelos TAR e M-TAR também foram utilizados para verificação da existência de assimetria na transmissão de preços. O teste de causalidade de Granger emparelhado foi utilizado para analisar a causalidade no sentido de Granger dos preços das *commodities* agropecuárias para os preços dos alimentos. Para verificar as possíveis transmissões de volatilidades entre os mercados de *commodities* agropecuárias e o mercado de alimentos, foi aplicado o modelo BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner), parametrizado por Engle e Kroner (1995).

Analisando a relação entre os preços do algodão em pluma e os preços dos alimentos, de acordo com os resultados do teste de Engle e Granger, verificou-se a existência de cointegração entre as séries de preços do algodão em pluma e do açúcar, da manteiga, do café em pó, do pão, do leite, da batata, do feijão e do tomate. O teste de cointegração de Johansen corrobora o teste de Engle e Granger ao verificar que as séries de preços do algodão são cointegradas com as séries de preços do açúcar, do café, do feijão e do tomate.

Os resultados do modelo TAR confirmaram que existe um equilíbrio de longo prazo entre os preços do algodão em pluma e os preços do açúcar, do feijão e do leite e evidenciaram um padrão de simetria na transmissão de preços do algodão em pluma para os preços do açúcar, do feijão e do leite, ou seja, os preços do açúcar, do feijão e do leite, respectivamente, respondem em igual intensidade às alterações nos preços do algodão em pluma.

Segundo os resultados do modelo M-TAR, observou-se a existência de cointegração entre as séries de preços do algodão em pluma e do açúcar, café em pó, carne, feijão, leite e pão. As transmissões de preços do algodão em pluma para o café em pó, carne, leite e pão apresentaram ajustamentos assimétricos, enquanto as séries de preços do algodão em pluma e do açúcar e do feijão apresentaram um padrão de simetria na transmissão de preços. Em todas as séries que apresentaram ajustamentos assimétricos dos preços no modelo M-TAR, os

resultados sinalizaram que choques positivos, acima do *threshold*, foram eliminados mais rapidamente do que choques negativos.

É importante destacar que a existência de cointegração entre as séries de preços do algodão em pluma e do açúcar e do feijão foi detectada tanto no teste de cointegração de Engle e Granger, quanto no teste de cointegração de Johansen e nos modelos TAR e M-TAR.

As estatísticas do teste de causalidade de Granger evidenciaram que as variações dos preços do algodão em pluma causam no sentido de Granger variações nos preços da batata, da farinha de trigo, do leite, da manteiga, do pão e do tomate. Esses resultados sugerem os preços do algodão em pluma podem ser considerados bons previsores para o comportamento das séries de preços da batata, da farinha de trigo, do leite, da manteiga, do pão e do tomate.

Em relação à análise de transmissão de volatilidade do mercado do algodão em pluma para o mercado de alimentos, verificou-se os coeficientes do modelo BEKK de transmissão de risco de preços via choque. Observou-se que choques de preços no mercado de algodão em pluma transferem risco para os mercados de açúcar, batata, café em pó, feijão, manteiga, óleo e tomate. O mercado de algodão em pluma transfere risco de preços via volatilidade para os mercados de arroz, banana, batata, café em pó, leite, óleo e tomate.

Destaca-se que os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade do mercado de algodão em pluma para os mercados de batata, café em pó, óleo e tomate corroboram os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços via choque. Esse resultado é confirmado pelo teste de Wald, cujo coeficiente estimado ratifica que o mercado de algodão em pluma transfere risco de preços via choque e volatilidade para os mercados de batata, óleo e tomate, indicando uma forte integração entre o mercado de algodão em pluma e estes mercados.

Verificou-se um padrão de assimetria na transmissão de risco de preços do mercado de algodão em pluma para o mercado de óleo de soja, ou seja, variações negativas e positivas nos preços se alastram, estatisticamente, com diferentes magnitudes. No caso da transmissão de risco de preços do mercado de algodão em pluma para os mercados de batata e tomate, os coeficientes apresentaram um padrão de simetria na transmissão, ou seja, variações negativas e positivas nos preços são estatisticamente propagadas com a mesma magnitude.

Ao estudar o comportamento dos preços do boi gordo e dos preços dos alimentos, verificou-se, pelo teste de Engle e Granger, que existe cointegração entre os preços do boi gordo e os preços do açúcar, do arroz, da batata, da carne, da farinha de trigo, do feijão, do leite, do óleo, do pão e do tomate. As estatísticas do teste traço apontam para a existência de cointegração

entre os preços do boi gordo e os preços da batata, da carne, do leite, do feijão e do tomate, indicaram os mesmos resultados que o teste de Engle e Granger para estes pares analisados.

Os resultados do modelo TAR e M-TAR indicam que há um equilíbrio de longo prazo entre os preços do boi gordo e os preços do arroz, da batata, da carne, do feijão, do leite, do óleo e do tomate. O teste de assimetria evidenciou que essas séries apresentaram um padrão de simetria na transmissão de preços. As alterações nos preços do arroz, da batata, da carne, do feijão, do leite, do óleo de soja e do tomate respectivamente respondem em igual intensidade tanto abaixo quanto acima do limiar a choques nos preços do boi gordo.

É importante ressaltar que os testes de cointegração de Engle e Granger, de Johansen e os modelos TAR e M-TAR indicaram um equilíbrio de longo prazo entre os preços do boi gordo e os preços da batata, da carne, do feijão, do leite e do tomate.

Com a aplicação do teste de causalidade de Granger, verificou-se que as variações dos preços do boi gordo causam no sentido de Granger variações nos preços dos alimentos, ou seja, os preços do boi gordo podem ser considerados bons previsores para o comportamento dos preços de todas as séries analisadas.

Analisando-se os resultados do modelo BEKK, verificou-se os choques de preços no mercado de boi gordo transferem risco para a maior parte dos mercados de alimentos analisados, excetuando-se os mercados de banana, feijão, manteiga e óleo de soja, que não são afetados pelos choques de volatilidade do mercado de boi gordo. Observou-se que o mercado de boi gordo transfere risco de preços, via volatilidade, para os mercados de açúcar, café em pó, carne, farinha de trigo, feijão, leite e tomate.

Os coeficientes da transmissão de risco de preços, via volatilidade, do mercado de boi gordo para os mercados de açúcar, café em pó, carne, farinha de trigo, leite e tomate corroboram os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços, via choque. Esse resultado é confirmado pelo teste de Wald, o qual ratifica que o mercado de boi gordo transfere risco de preços, via choque e volatilidade, para os mercados de açúcar, café em pó, carne, farinha de trigo e tomate, sugerindo uma alta integração entre o mercado de boi gordo e estes mercados.

Verificou-se um padrão de simetria na transmissão de risco de preços do mercado de boi gordo para os mercados de café em pó e de farinha de trigo, ou seja, variações negativas e positivas nos preços são estatisticamente propagadas com a mesma magnitude. No caso da transmissão de risco de preços do mercado de boi gordo para os mercados de açúcar, carne e tomate, os coeficientes apresentaram um padrão de assimetria na transmissão, ou seja,

alterações negativas e positivas nos preços se propagam, com diferentes magnitudes, estatisticamente.

Considerando o relacionamento entre os preços do milho e os preços dos alimentos, verificou-se por meio do teste de cointegração de Engle e Granger que os preços do milho são cointegrados com os preços da carne, leite, feijão, arroz, farinha de trigo, batata, tomate, pão francês, café em pó, açúcar e óleo. As estatísticas do teste de cointegração de Johansen indicaram a existência de cointegração entre os mercados analisados, o que corrobora os resultados do teste de cointegração de Engle e Granger, com exceção do mercado de banana e de manteiga, que não apresentaram cointegração no teste de Engle e Granger.

Analisando os resultados dos modelos TAR e M-TAR, verificou-se que existe um equilíbrio de longo prazo entre os preços do milho e os preços do feijão e do óleo de soja, o que corrobora os resultados do teste de cointegração de Engle e Granger e do teste de cointegração de Johansen. Constatou-se um padrão de simetria na transmissão entre os preços do milho e os preços do feijão e do óleo de soja, isto é, os preços do feijão e do óleo de soja respondem em igual intensidade tanto abaixo quanto acima do limiar a choques nos preços do milho.

Verificou-se a existência de uma relação de causalidade no sentido de Granger dos preços do milho para a maioria das séries de preços dos alimentos analisados, ou seja, os preços do milho podem ser considerados bons previsores para o comportamento da maior parte das séries de preços dos alimentos considerados na análise, excetuando-se os preços da carne.

Ao analisar os coeficientes da transmissão de risco de preços via choque do mercado de milho sobre os mercados de alimentos, por meio do modelo BEKK, evidenciou-se que os choques de preços no mercado de milho transferem risco para os mercados de açúcar, café em pó, leite, óleo de soja e pão. Foi constatado que o mercado de milho transfere risco de preços via volatilidade para a maior parte dos mercados analisados, excetuando-se o mercado do açúcar e da farinha de trigo.

Destaca-se que os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade do mercado de milho para os mercados de café em pó, leite, óleo de soja e pão corroboram os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços via choque. Esse resultado é confirmado pelo teste de Wald, o qual ratifica que o mercado de milho transfere risco de preços via choque e volatilidade para os mercados de café em pó, leite, óleo de soja e pão, demonstrando uma alta integração entre o mercado de milho e estes mercados.

Foi identificado um padrão de simetria na transmissão de risco de preços do mercado de milho para o mercado de óleo de soja e de leite, ou seja, variações negativas e positivas nos

preços são propagadas, estatisticamente, com a mesma intensidade. No caso da transmissão de risco de preços do mercado de milho para os mercados de pão e café em pó, os coeficientes apresentaram um padrão de assimetria na transmissão, ou seja, variações negativas e positivas nos preços se alastram, estatisticamente, com diferentes intensidades.

Considerando a relação entre os preços da soja e os preços dos alimentos, os resultados do teste de Engle e Granger indicaram que o mercado de soja apresentou cointegração com a maior parte séries analisadas, com exceção apenas do mercado de banana e de manteiga. Reforçando os resultados do teste de Engle e Granger, os resultados dos testes de cointegração de Johansen apontam para a existência de cointegração entre os preços da soja e os preços da batata, da carne, da farinha de trigo, do feijão, do leite, do óleo, do pão e do tomate.

As séries de preços da soja se mostraram cointegradas aos preços do arroz, carne, farinha de trigo, feijão, óleo de soja e tomate, segundo os resultados do modelo TAR, sendo que a transmissão de preços da soja para o feijão apresentou ajustamentos assimétricos dos preços, enquanto as séries de preços da soja para os preços do arroz, da carne, da farinha de trigo, do óleo de soja e do tomate apresentaram um padrão de simetria na transmissão de preços.

Os resultados do modelo M-TAR para a análise de cointegração entre as séries de preços da soja e os preços do feijão, do óleo de soja e do tomate, corroboram os resultados do modelo TAR. Além da cointegração entre essas séries citadas, o modelo M-TAR identificou que existe um equilíbrio de longo prazo entre os preços da soja e do leite. O teste de assimetria evidenciou que todas as séries em que há cointegração apresentaram um padrão de simetria na transmissão de preços.

As estatísticas do teste de causalidade de Granger evidenciaram a existência de uma relação de causalidade dos preços da soja para a maioria das séries de preços consideradas no estudo, com exceção das séries de preços da banana, da carne e do pão. Em outras palavras, pode-se dizer que os preços da soja podem ser considerados bons previsores para o comportamento das séries de preços do açúcar, do arroz, da batata, do café em pó, da farinha de trigo, do feijão, do leite, da manteiga, do óleo de soja e do tomate.

Analisando-se os coeficientes de transmissão de risco de preços via choque do mercado de soja sobre os mercados de alimentos, verificou-se que os choques de preços no mercado de soja transferem risco para a maior parte dos mercados de alimentos analisados, excetuando-se os mercados de carne e de açúcar, os quais não são afetados pelos choques do mercado de soja. Observou-se que o mercado de soja transfere risco de preços via volatilidade para a maioria dos mercados de alimentos analisados, com exceção dos mercados de açúcar e de manteiga.

Os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade do mercado de soja para os mercados de arroz, banana, batata, café em pó, farinha de trigo, feijão, leite, óleo de soja e pão corroboram os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços via choque. Esse resultado é confirmado pelo teste de Wald, que ratifica que o mercado de soja transfere risco de preços via choque e volatilidade para os mercados de arroz, banana, batata, café em pó, farinha de trigo, feijão, leite, óleo de soja e pão, sugerindo uma alta integração entre o mercado de soja e estes mercados.

O coeficiente da assimetria na transmissão de risco de preços demonstrou simetria na transmissão de risco de preços do mercado de soja para os mercados de arroz, farinha de trigo, leite, óleo de soja e pão, ou seja, mudanças negativas e positivas nos preços são estatisticamente propagadas com a mesma magnitude. No caso da transmissão de risco de preços do mercado de soja para os mercados de banana, batata, café em pó e feijão, os coeficientes apresentaram um padrão de assimetria na transmissão, ou seja, alterações negativas e positivas nos preços se propagam, com intensidades diferentes, estatisticamente.

Dentre todas as séries de preços mensais dos alimentos considerados neste estudo, observou-se que a série de preços do feijão apresentou cointegração com todas as séries de preços das *commodities* agropecuárias analisadas.

De acordo com os resultados apresentados nesta pesquisa, verificou-se que existe relacionamento de longo prazo entre os preços dos alimentos e das *commodities* agropecuárias, de forma que as variações os preços das *commodities* agropecuárias e sua volatilidade podem afetar os preços dos alimentos e sua volatilidade.

A importância do estudo da transmissão de preços e de volatilidade entre os mercados de *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos consiste no fato de que o aumento dos preços das *commodities* agropecuárias pode afetar parte do orçamento familiar gasto com alimentação. A preocupação sobre a volatilidade dos preços dos alimentos é pertinente, corroborando a hipótese inicial deste trabalho, uma vez que se observou que existe uma relação de longo prazo entre os mercados de *commodities* agropecuárias e de alimentos, ou seja, o aumento da instabilidade de preços de algumas *commodities* agropecuárias pode afetar os preços dos alimentos.

Essa volatilidade de preços dos alimentos prejudica a segurança alimentar, visto que afeta de forma mais intensa a população de baixa renda, cujo gasto com alimentação é mais alto relativamente comparado às outras classes sociais.

Quando se compara o custo da cesta básica e o salário-mínimo líquido, ou seja, após o desconto de 7,5% referente à Previdência Social, verifica-se que o trabalhador remunerado pelo piso nacional comprometeu em média, em abril de 2022, 61,00% do rendimento para adquirir os produtos da cesta, mais do que em março, quando o percentual foi de 58,57%. Em abril de 2021, quando o salário-mínimo era de R\$ 1.100,00, o percentual ficou em 54,36% (DIEESE, 2022).

Os resultados desta pesquisa mostraram que os mercados de alimentos são afetados pelos mercados de *commodities* agropecuárias, os quais podem influenciar a comercialização e as decisões de alocação. Os mercados de alimentos não estão isolados, porque mesmo mercados espacialmente separados podem estar ligados, por meio do comércio e da integração entre diferentes cadeias produtivas.

Considerando o papel estratégico do agronegócio, como grande protagonista na produção e exportação de produtos agrícolas, sendo de fundamental importância para o crescimento econômico do país, espera-se que as análises e conclusões deste estudo possam contribuir para o processo decisório dos agentes das cadeias produtivas do agronegócio, tornando a administração dos preços e do risco mais efetiva.

É importante ressaltar que este trabalho consiste em uma pesquisa empírica, com o objetivo de verificar se os preços das *commodities* agropecuárias e sua volatilidade afetam os preços dos alimentos e sua volatilidade. Diante dos resultados obtidos, pode-se dizer que a pesquisa cumpriu seu objetivo. Para estudos futuros, sugere-se que um aprofundamento maior na exploração teórica e empírica para explicar como ocorre esse efeito dos preços das *commodities* agropecuárias sobre os preços dos alimentos, dada a relevância da questão. As informações decorrentes deste estudo poderão contribuir para a melhoria da gestão de preços e de risco em diversas cadeias produtivas do agronegócio e em seus respectivos setores econômicos, cujo desafio em atingir a efetividade é uma preocupação recorrente, dada as particularidades destes mercados e seus respectivos elos.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, J. M.; SIQUEIRA, R. B.; BESARRIA, C. N. Aumentar receitas ou cortar gastos? Discutindo o nexo entre receitas e despesas do governo central brasileiro. **Estud. Econ.**, São Paulo, v. 47, n. 4, p. 681-711, 2017.
- ARNADE, C.; COOKE, B.; GALE, F. Agricultural price transmission: China relationships with world commodity markets. **Journal of Commodity Markets**, Elsevier, v. 7 (C), 2017, p. 28-40.
- ASTERIOU, D.; HALL, S. G. **Applied Econometrics**. New York: Palgrave Macmillan, 2011.
- BACCARIN, J. G.; OLIVEIRA, J. A. de. Inflação de alimentos no Brasil em período da pandemia da Covid 19, continuidade e mudanças. **Segurança Alimentar e Nutricional**, Campinas, v. 28, n. 00, p. 01-14, 2021.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3, 1986, p. 307-327.
- BRASIL. Decreto-Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006. Cria o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional SISAN com vistas em assegurar o direito humano à alimentação adequada e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, 2006.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Relatório da VIII Conferência Nacional de Saúde e I Conferência Nacional de Alimentação e Nutrição**. Brasília: Ministério da Saúde, 1986.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- BURITY, V.; FRANCESCHINI, T.; VALENTE, F.; RECINE, E.; LEÃO, M.; CARVALHO, M. de F. **Direito humano à alimentação adequada no contexto da segurança alimentar e nutricional**. Brasília-DF: ABRANDH, 2010.
- BURLANDY, L. A construção da política de segurança alimentar e nutricional no Brasil: estratégias e desafios para a promoção da intersetorialidade no âmbito federal de governo. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 3, p. 851-860, 2009.
- CARVALHO, J. C. de; PAVAN, L. S.; HASEGAWA, M. M. Transmissões de volatilidade de preços entre Commodities agrícolas brasileiras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 58, n. 3, 2020.
- CEBALLOS, F.; HERNANDEZ, M. A.; MINOT, N.; ROBLES, M. Grain Price and Volatility Transmission from International to Domestic Markets in Developing Countries. **World Development**, v. 94, 2017, p. 305-320.

CHADDAD, F. **Economia e organização da Agricultura Brasileira**. 1.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.

CONSELHO NACIONAL DE SEGURANÇA ALIMENTAR E NUTRICIONAL (CONSEA). **Construção do Sistema e da Política Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional: a experiência brasileira**. Brasília, 2009.

COOPÉRATION INTERNATIONALE POUR LE DÉVELOPPEMENT ET LA SOLIDARITÉ - CIDSE. **Volatilidade dos preços dos alimentos: consequências e impactos no direito à alimentação**. Outubro, 2011. p. 1-10

DÍAZ-BONILLA, E. Volatile Volatility: Conceptual and Measurement Issues Related to Price Trends and Volatility. In: MATTHIAS, K. M.; BRAUN, J. von; TORERO, M. (Ed.). **Food price volatility and its implications for food security and policy**. Washington, DC: IFPRI, 2016. p. 3-31.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive times series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 74, p. 427-431, 1979.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS - DIEESE. **Em 2021, cesta básica aumenta em todas as capitais**. Disponível em: <<https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/2021/202112cestabasica.pdf>>. Acesso em: 12 de fevereiro de 2022.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS - DIEESE. **Metodologia da Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos**. Janeiro de 2016. Disponível em: <[dieese.org.br/metodologia/metodologiaCestaBasica2016.pdf](https://www.dieese.org.br/metodologia/metodologiaCestaBasica2016.pdf)>. Acesso em: 15 setembro de 2019.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS - DIEESE. **Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos**. Disponível em: <<https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/2022/202204cestabasica.pdf>>. Acesso em: 10 de maio de 2022.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. **Visão 2030: o futuro da agricultura brasileira**. Brasília: Embrapa, 2018.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 19, n. 2, p. 166-176, 2001.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, pp. 251-76. 1987.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric theory**, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.

FASANYA, I. O; ODUDU, T. F. Modeling return and volatility spillovers among food prices in Nigeria. **Journal of Agriculture and Food Research**, v.2, 2020.

FLEXOR, G.; LEITE, S. Mercado de terra, *commodities boom e land grabbing* no Brasil. In: MALUF, R. S.; FLEXOR, G. **Questões agrárias, agrícolas e rurais: conjunturas e políticas públicas**. Rio de Janeiro: E-Papers, 2017. p. 20-39.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. **Declaration on world food security and world food summit plan of action**. Rome, 1996.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. **Price volatility in food and agricultural markets: policy responses**. FAO, 2011.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. **The State of Food and Agriculture**. FAO, 2011.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS - FGV. **Fatores Determinantes dos Preços dos Alimentos: o impacto dos biocombustíveis**. Rio de Janeiro: FGV, 2008.

GILBERT, C. L.; MORGAN, C. W. Food price volatility. **Philosophical Transactions of The Royal Society**, 364, p. 3023-3034, 2010.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 424-438, 1969.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

HAMADI, H.; BASSIL, C.; NEHME, T. News surprises and volatility spillover among agricultural commodities The case of corn, wheat, soybean and soybean oil. **Research in International Business and Finance**, v. 41, 2017, p. 148-157.

HILL, C.; GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. **Econometria**. 3. ed. São Paulo: Saraiva, 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa de orçamentos familiares 2017-2018: análise da segurança alimentar no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **O Brasil em 4 décadas**. Brasília: IPEA, 2010.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KALKUHL, M. How Strong Do Global Commodity Prices Influence Domestic Food Prices in Developing Countries? A Global Price Transmission and Vulnerability Mapping Analysis. In:

MATTHIAS, K. M.; BRAUN, J. von; TORERO, M. (Ed.). **Food price volatility and its implications for food security and policy**. Washington, DC: IFPRI, 2016. p. 269-302.

KEPPLE, A. W.; SEGALL-CORRÊA, A. M. Conceituando e medindo segurança alimentar e nutricional. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 16, n. 1, 2011, p. 187-199.

MALUF, R. S.; SPERANZA, J. S. **Preços dos alimentos, modelos de agricultura e abastecimento alimentar no Brasil: os casos da soja e do feijão**. Rio de Janeiro: Ceresan, 2014.

MARTINS FILHO, C.; TORERO, M. Relative Prices of Food and the Volatility of Agricultural Commodities: Evidence for a Panel of Developing Economies. In: MATTHIAS, K. M.; BRAUN, J. von; TORERO, M. (Ed.). **Food price volatility and its implications for food security and policy**. Washington, DC: IFPRI, 2016. p. 239-268.

MATTOS, L. B.; LIRIO, V. S.; LIMA, J. E.; CAMPOS, A. C. Uma Aplicação de Modelos TAR para o Mercado de Carne de Frango no Brasil. **Econômica**, 11, p. 537-557, 2010.

MAYORGA, R. de O. et al. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 45, n. 3, p. 675-704, 2007.

MONCARZ, P.; BARONE, S.; DESCALZI R. Shocks to the international prices of agricultural commodities and the effects on welfare and poverty. A simulation of the ex ante long-run effects for Uruguay, **International Economics**, v. 156, 2018, p. 136-155.

MORETTIN, P. A. **Econometria financeira – um curso em séries temporais** financeiras. 2. ed. São Paulo: Blucher, 2011.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Blucher, 2006.

MOTA, B. S.; FERNANDES, M. Desempenho de estimadores de volatilidade na bolsa de valores de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 3, 2004, p. 429-448.

OLIVEIRA NETO, O. J. de; FIGUEIREDO, R. S.; WANDER, A. E. Mercados de bovinos de corte no Mercosul: dominância, assimetria e transmissão de risco de preços. **Brazilian Journal of Development**, v. 7, n. 1, p. 8325-8355, 2021.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

REZENDE, J. D. S.; OLIVEIRA NETO, O. J. de; SILVA, K. A. Volatilidade e Transmissão dos Preços Internacionais do Trigo para os Preços Domésticos do Trigo e Derivados no Brasil. **Future Studies Research Journal: Trends and Strategies**, v. 10, n. 1, p. 132–159, 2018.

SILVA, J. G.; TAVARES, L. Segurança alimentar e a alta dos preços dos alimentos: oportunidades e desafios. **Segurança Alimentar e Nutricional**, Campinas, v. 15, n. 1, p. 62–75, 2015.

SILVA, J. M.; PAULA, N. M. **Alterações no padrão de consumo de alimentos no Brasil após o Plano Real**. 2003. Disponível em: <http://www.pet-economia.ufpr.br/banco_de_arquivos/00015_artigo_evinvi_Joselis.pdf>. Acesso em 12 out. 2021.

ŠMIECH, S.; PAPIEŽ, M.; FIJOREK, K.; DAŹBROWSKI, M. A. What drives food price volatility? Evidence based on a generalized VAR approach applied to the food, financial and energy markets. **Economics**, v. 13, n. 1, 2019.

SOARES, T. C.; LOPES, L. S. Quebras estruturais sistêmicas e efeito threshold na dinâmica dos preços do boi gordo: o caso das regiões Sudeste e Centro-Oeste. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, n. 2, p. 343–360, 2015.

SPERANZA, J. S.; KATO, K. **Tendências atuais dos preços dos alimentos e repercussões sobre a segurança alimentar no Brasil**. In: MALUF, R.; FLEXOR, G. (Org.). *Questões agrárias, agrícolas e rurais: conjunturas e políticas públicas*. 1ed. Rio de Janeiro: E-papers, 2017, p. 194-214.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

SURIANE, A.; VASCONCELOS, C. R. F.; VASCONCELOS, S. P.; MATTOS, R. **Transmissão assimétrica de preços: o caso do mercado de gasolina a varejo nos municípios do Brasil**. Juiz de Fora: TD. 008/201. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada FE/UFJF, 2011.

TORRES, D. Segurança alimentar e volatilidade de preços: uma discussão com base no projeto Foodsecure. **Revista de Política Agrícola**, v. 26, n. 2, p. 115-124, 2017.

TROSTLE, R. Global agricultural supply and demand: factors contributing to the recent increase, **Food Commodity Prices**, Outlook Report WRS-0801, ERS, USDA, Washington, 2008.

VARGAS, D. B.; PINTO, T. P.; SAMPAIO, J. **Agronegócio & Federação: Como a Covid-19 impactou o agronegócio nas regiões e estados brasileiros?** São Paulo: FGV, 2020.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; FISHLOW, A. **Agricultura e indústria no Brasil: inovação e competitividade**. Brasília: Ipea, 2017.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2013.

IMPACTO SOCIAL E RELEVÂNCIA DA PESQUISA

O objetivo desta pesquisa é verificar se os preços das *commodities* agropecuárias e sua volatilidade afetam os preços dos alimentos e sua volatilidade. Para tanto, será realizada a análise da transmissão de preços entre as *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos, utilizando o teste de cointegração de Engle e Granger (1987) e o teste de Cointegração de Johansen (1988) e a análise da transmissão de volatilidade entre as *commodities* agropecuárias e o mercado de alimentos, utilizando o modelo BEKK (Baba, Engle, Kraft e Kroner) de Engle e Kroner (1995).

O estudo das transmissões de preços e de volatilidades é de grande relevância, uma vez que as pesquisas que abordam este tipo de questão ainda são escassas no Brasil, o que demonstra o grau de originalidade desta pesquisa. Ressalta-se que nos últimos sete anos, foram divulgados poucos estudos contemplaram a relação entre os mercados de *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos (ARNADE et al., 2017; CEBALLOS et al., 2017; HAMADI et al., 2017; MONCARZ et al., 2018; REZENDE et al., 2018; ŚMIECH et al., 2019; CARVALHO et al., 2020; e FASANYA; ODUDU, 2020). Este trabalho busca contribuir com a literatura nacional e internacional, ao analisar se os preços das *commodities* agropecuárias e suas volatilidades podem afetar os preços dos alimentos no Brasil.

Estudar a transmissão de preços e de volatilidade entre os mercados de *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos é de suma importância, uma vez que o aumento dos preços das *commodities* agropecuárias gera grande impacto em relação aos valores gastos pela população com alimentação, o que pode afetar a segurança alimentar da população.

Segundo os resultados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), as despesas com alimentação representam 14,2% da despesa total e 17,5% das despesas de consumo realizadas pelas famílias brasileiras (IBGE, 2020).

Os resultados da Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos (PNCBA) realizada em dezembro de 2020 pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) indicaram que, no ano de 2020, os preços do conjunto de alimentos básicos necessários para as refeições de uma pessoa adulta aumentaram em todas as capitais. O trabalhador brasileiro comprometeu, em dezembro de 2020, na média, 56,57% do salário-mínimo líquido para comprar os alimentos básicos para uma pessoa adulta (DIEESE, 2021).

O estudo da transmissão de preços e de volatilidades entre os mercados de *commodities* agropecuárias e os mercados de alimentos pode contribuir para o direcionamento e a formulação de políticas eficientes para assegurar a segurança alimentar da população e conduzir o processo de tomada de decisão dos agentes pertencentes aos mercados de alimentos e de *commodities* agropecuárias.

Espera-se que este estudo possa contribuir para a compreensão das principais implicações do comportamento dos preços e das volatilidades das *commodities* agropecuárias e para o direcionamento da elaboração de políticas eficientes e da tomada de decisão dos agentes dessas cadeias produtivas, uma vez que a volatilidade dos preços dos alimentos pode afetar a segurança alimentar.