



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS (UFG)  
ESCOLA DE AGRONOMIA (EA)  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIO (PPGAGRO)

JOELMIR DIVINO CARLOS FELICIANO VILELA

## **O efeito do câmbio sobre os preços dos alimentos no atacado e varejo**

GOIÂNIA

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**

Joelmir Divino Carlos Feliciano Vilela

**3. Título do trabalho**

O EFEITO DO CÂMBIO SOBRE OS PREÇOS DOS ALIMENTOS NO ATACADO E VAREJO

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

Concorda com a liberação total do documento  SIM     NÃO<sup>1</sup>

[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(a) autor(a) e ao(a) 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 **JOELMIR DIVINO CARLOS FELICIANO VILELA, Discente**, em 02/09/2022, às 12:29, 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 02/09/2022, às 13:52, 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](https://sei.ufg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0), informando o código verificador **3122796** e o código CRC **F349BCD0**.

JOELMIR DIVINO CARLOS FELICIANO VILELA

## **O efeito do câmbio sobre os preços dos alimentos no atacado e varejo**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agronegócio (PPGAGRO), da Escola de Agronomia (EA), da Universidade Federal de Goiás (UFG) como requisito para a obtenção do título de Doutor em Agronegócio.

Área de concentração: Sustentabilidade e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais.

Linha de Pesquisa: Competitividade e Gestão no Agronegócio.

Orientador: Professor Doutor Reginaldo Santana Figueiredo.

GOIÂNIA

2022

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

Vilela, Joelmir Divino Carlos Feliciano  
O EFEITO DO CÂMBIO SOBRE OS PREÇOS DOS ALIMENTOS  
NO ATACADO E VAREJO. [manuscrito] / Joelmir Divino Carlos  
Feliciano Vilela. - 2022.  
CLXVI, 166 f.

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, tabelas, lista de tabelas.

1. Transmissão de preços. 2. Transmissão de volatilidade. 3. Taxa  
de câmbio. 4. Causalidade de Granger. 5. Preços dos alimentos. I.  
Figueiredo, Reginaldo Santana, orient. II. Título.

CDU 631/635



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS

ESCOLA DE AGRONOMIA

**ATA DE DEFESA DE TESE**

Ata Nº **07/2022** da sessão de Defesa de Tese de **Joelmir Divino Carlos Feliciano Vilela** que confere o título de Doutor em **Agronegócio**, na área de concentração em **Sustentabilidade e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais**.

Aos dois dias do mês de setembro 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 DO CÂMBIO SOBRE OS PREÇOS DOS ALIMENTOS NO ATACADO E VAREJO". Os trabalhos foram instalados pelo Orientador, Professor Doutor Reginaldo Santana Figueiredo (EA/UFG), com a participação dos demais membros da Banca Examinadora: Doutor Alcido Elenor Wander (EMBRAPA); Professor Doutor Luis Alberto Toscano Medrano (UFRRJ); Professor Doutor Odilon José de Oliveira Neto (UFU); e Professor Doutor José Elmo de Menezes (IFG/PUC). 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 o candidato **aprovado** 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 dois dias do mês de setembro de dois mil e vinte e dois.

TÍTULO SUGERIDO PELA BANCA



Documento assinado eletronicamente por **ODILON JOSE DE OLIVEIRA NETO, Usuário Externo**, em 02/09/2022, às 12:40, 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 **Alcido Elenor Wander, Usuário Externo**, em 02/09/2022, às 13:04, 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 **Luis Alberto Toscano Medrano, Usuário Externo**, em 02/09/2022, às 13:31, 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 02/09/2022, às 13:52, 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 **JOSE ELMO MENEZES, Usuário Externo**, em 02/09/2022, às 17:50, 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](https://sei.ufg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0), informando o código verificador **3122795** e o código CRC **51799741**.

*“Deus lhe abençoe, que vai dar certo”*

*(Luzia Feliciano Barcelos)*

# Agradecimentos

Quero agradecer a todos que participaram da construção desta pesquisa de maneira direta ou indireta.

Agradeço a Deus e Nossa Senhora por me proteger e me acalmar nos momentos mais difíceis desta jornada.

Ao meu orientador, Professor Doutor Reginaldo Santana Figueiredo, por todo seu apoio, dedicação, sabedoria compartilhada, paciência e companheirismo como orientador, além dos ensinamentos compartilhados nas diversas disciplinas que ministrou durante o curso. Tudo isso, foi primordial para que este trabalho pudesse ser realizado. Obrigado por ter me dado a oportunidade de conhece-lo não só como orientador, mas também como pessoa, no qual se demonstrou um grande amigo e parceiro nas horas difíceis.

À Professora Doutora Sônia Milagres Teixeira, por seus ensinamentos na disciplina que cursei e pelo excelente trabalho como coordenadora do curso, sempre motivando e acreditando nos alunos. Seus conhecimentos e conselhos foram de grande valia para a conclusão deste trabalho.

A todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Agronegócios (PPA-GRO) da Universidade Federal de Goiás (UFG), em particular aos Professor Doutores Alcido Elenor Wander, Cleyzer Adrian Cunha e Odilon José de Oliveira Neto, por compartilharem seus conhecimentos e orientações de maneira excepcional e por sempre terem um tempo para atender os alunos independente da demanda durante todo o curso.

À Secretária do PPAGRO/UFG, Lindinalva Teixeira, por toda a sua atenção e gentileza a mim dispensada e a todos os colegas do curso também.

A todos os meus colegas de curso que contribuíram de maneira direta ou indireta para a conclusão deste trabalho. Obrigado por seus apoios em todas o momentos, em especial ao João Ricardo de Oliveira Júnior, Mac Gregory Jacome dos Santos, Frederico Augusto Malta Ribeiro, Lázaro Lucas Rodrigues Bernardes, Aline Carvalho de Castro, Larissa Liane Heidorn, Bruno de Melo Santana e Wilma Maria da Costa, vocês são incríveis.

Aos meus colegas e amigos do Instituto de Matemática e Estatística (IME) da Universidade Federal de Goiás (UFG) por seus conselhos, apoios, conselhos, em especial ao Professor Mário Ernesto Piscoya Díaz e David Henriques da Matta.

A minha esposa Aline Braga Vilela Feliciano e aos meus filhos Wendell Leon Nunes de Lima, Arthur Vilela dos Reis Braga e Laura Vilela Barcellos que amo tanto, obrigado por seus carinhos, amor e paciência.

A minha sogra Maria Aparecida Braga Vilela por sua dedicação em cuidar nos meus filhos para que eu e minha esposa possamos trabalhar e voltar para casa com a certeza de que tudo correu bem.

Aos meus irmãos José Divino Carlos Feliciano e João Carlos Divino Feliciano, agradeço toda a ajuda, conselhos, parcerias que sempre tiveram comigo durante toda a minha existência, amo vocês.

A toda a minha família, cunhadas, sobrinho(a)s, afilhado(a)s por todo o apoio e parceria durante minha vida. Agradeço a minha madrinha Maria Feliciano Barcelos por suas preocupações e apoios nas horas difíceis.

E, por fim, ao meu pai, José Carlos Sobrinho por sua sabedoria, amor, carinho, atenção e por sempre acreditar no meu potencial e a minha querida mãezinha por todas as suas orações, por se preocupar comigo a todo momento e sempre me abençoar com seu amor e toda a sua dedicação. Amo muito vocês e tenho muito orgulho em ser filho de pais maravilhosos.

# Resumo

Esta tese de doutorado analisa empiricamente se as variações cambiais mensais da cotação do dólar influenciam os preços dos alimentos no atacado e varejo. Para a análise de transmissão de preços utilizou-se a Cointegração de Engle-Granger, MCE, Modelos TAR e MTAR e o Teste de Causalidade de Granger, e para a análise de transmissão de risco utilizou-se o Modelo BEKK. Os resultados das análises para a transmissão de preços assinalaram que: *(i)* a cotação dólar e os preços dos alimentos são cointegrados concluindo-se, que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre eles; *(ii)* o MCE apresentou os parâmetros que corrigem a relação de desequilíbrio de curto prazo para seu valor de equilíbrio de longo prazo entre a cotação do dólar e os preços dos alimentos; *(iii)* os Modelos TAR e MTAR indicaram que a cotação do dólar e os preços dos alimentos são cointegrados e a transmissão de preços entre eles ocorrem de maneira simétrica; *(iv)* o Teste de Causalidade de Granger indicou que a cotação do dólar influencia os preços dos alimentos. Por fim, os resultados analisados para a transmissão de risco indicaram que existem fortes evidências de que a variabilidade da cotação do dólar transmite riscos para os preços dos alimentos, tanto via choques, quanto via volatilidades.

**Palavras-chave:** Transmissão de preços; Transmissão de volatilidade; Causalidade de Granger; Preços dos alimentos; Taxa de câmbio.

## Abstract

This doctoral dissertation analyzes whether exchange rate variations in the US-Dollar/Brazilian Real exchange rate influence food prices at the wholesale and retail level. For the analysis of price transmission, the Engle-Granger Cointegration, VEC, TAR and MTAR Models and the Granger Causality Test were used, and for the risk transmission analysis, the BEKK Model was used. The results of the analysis for the price transmission indicated that: *(i)* the US-Dollar/Brazilian Real exchange rate and food prices are cointegrated, concluding that there is a long-term equilibrium relationship between them; *(ii)* the MCE presented the parameters that correct the short-term imbalance relationship to its long-term equilibrium value between the US-Dollar/Brazilian Real exchange rate and food prices; *(iii)* the TAR and MTAR Models indicated that the US-Dollar/Brazilian Real exchange rate and food prices are cointegrated and the transmission of prices between them occurs symmetrically; *(iv)* the Granger Causality Test indicated that the US-Dollar/Brazilian Real exchange rate influences food prices. Finally, the results analyzed for risk transmission indicated that there is strong evidence that the variability of the US-Dollar/Brazilian Real exchange rate transmits risks to food prices, both via shocks and via volatilities.

**Keywords:** Price transmission; Volatility transmission; Granger causality; Food prices; Exchange rate.

# Lista de tabelas

Tabela 3.1 – Apresentação do Ano, Título e Autor (es) do artigo, Objetivo, Conclusão e o Modelo Utilizado na Transmissão de Preços ou de Volatilidade.	43
Tabela 3.2 – Apresentação do Ano, Título e Autor (es) do artigo, Objetivo, Conclusão e o Modelo Utilizado na Transmissão de Preços ou de Volatilidade.	44
Tabela 3.3 – Apresentação do Ano, Título e Autor (es) do artigo, Objetivo, Conclusão e o Modelo Utilizado na Transmissão de Preços ou de Volatilidade.	45
Tabela 3.4 – Apresentação do Ano, Título e Autor (es) do artigo, Objetivo, Conclusão e o Modelo Utilizado na Transmissão de Preços ou de Volatilidade.	46
Tabela 4.1 – Valores Críticos para o Teste de Dickey-Fuller (DF)	58
Tabela 4.2 – Valores Críticos para o teste que não inclui uma constante ou tendência temporal.	72
Tabela 5.1 – Teste ADF para estacionariedade e níveis de integração aplicado às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado e a na série temporal da Cotação do Dólar.	94
Tabela 5.2 – Regressão linear simples logaritmizada aplicada às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado (variável dependente) e a série temporal da Cotação do Dólar (variável independente).	95
Tabela 5.3 – Teste ADF em nível com os resíduos das regressões lineares logaritmizadas para verificar a Cointegração de Engle-Granger entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais do Preços dos Alimentos no Atacado.	97
Tabela 5.4 – Modelo de Correção de Erros (MCE) aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado.	98
Tabela 5.5 – Interpretação da Tabela (5.4) que apresenta os valores de $\pi$ , mostrando quanto do desequilíbrio está sendo corrigido a cada mês para os Preços dos Alimentos no Atacado, quando houver uma variação na Cotação do Dólar no período anterior.	99

Tabela 5.6 – Modelo TAR aplicado à série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado para verificação de presença de Cointegração. . . . .	100
Tabela 5.7 – Modelo TAR aplicado à série temporal da Dotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado para verificação de presença Assimetria. . . . .	101
Tabela 5.8 – Modelo MTAR aplicado à série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado para verificação de presença de Cointegração. . . . .	102
Tabela 5.9 – Modelo MTAR aplicado à série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado para verificação de presença Assimetria. . . . .	103
Tabela 5.10–Teste de Causalidade de Granger Emparelhada aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado. . . . .	105
Tabela 5.11–Teste de Diagnósticos Univariado dos Resíduos aplicado na série temporal da Cotação do Dólar e nas séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado antes da aplicação do Modelo BEKK. 106	106
Tabela 5.12–Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado. 109	109
Tabela 5.13–Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado. 111	111
Tabela 5.14–Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado. 113	113
Tabela 5.15–Teste ADF para estacionariedade e níveis de integração aplicados às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e a série temporal da Cotação do Dólar. . . . .	116
Tabela 5.16–Regressão linear simples logaritmizada aplicada às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo (variável dependente) e a série temporal da Cotação do Dólar (variável independente). . . .	118

Tabela 5.17–Teste ADF em nível com os resíduos das regressões lineares logaritmizadas para verificar a Cointegração de Engle-Granger entre as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e a série temporal da Cotação do Dólar. . . . .	120
Tabela 5.18–Modelo de Correção de Erros (MCE) aplicado entre as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e as séries temporais da Cotação do Dólar. . . . .	122
Tabela 5.19–Interpretação da Tabela (5.18) que apresenta os valores de $\pi$ , mostrando quanto do desequilíbrio está sendo corrigido a cada mês para os Preços dos Alimentos no Varejo, quando houver uma variação na Cotação do Dólar no período anterior. . . . .	123
Tabela 5.20–Modelo TAR aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos preços dos alimentos no Varejo para verificação de presença de Cointegração. . . . .	124
Tabela 5.21–Modelo TAR aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo para verificação de presença de Assimetria. . . . .	125
Tabela 5.22–Modelo MTAR aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo para verificação de presença de Cointegração. . . . .	127
Tabela 5.23–Modelo MTAR aplicado a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo para verificação de presença Assimetria. . . . .	128
Tabela 5.24–Teste de Causalidade de Granger Emparelhada-Bidirecional aplicado às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e a série temporal da Cotação do Dólar. . . . .	129
Tabela 5.25–Teste de Diagnósticos Univariado dos Resíduos aplicado nas séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e na série temporal da Cotação do Dólar antes da aplicação do Modelo BEKK. . . . .	132
Tabela 5.26–Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo. . . . .	134

Tabela 5.27–Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo. .	136
Tabela 5.28–Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo. .	138
Tabela 5.29–Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo. .	140
Tabela 5.30–Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo. .	142

## Lista de Abreviaturas e Siglas

**ABIARROZ** - Associação Brasileira da Indústria do Arroz

**ABITRIGO** - Associação Brasileira da Indústria do Trigo

**ABIC** - Associação Brasileira da Indústria do Café

**ABPA** - Associação Brasileira de Proteína Animal

**ABPM** - Associação Brasileira dos Produtores de Maçã

**ABRAFRIGO** - Associação Brasileira de Frigoríficos

**ABRAFRUTAS** - Associação Brasileira dos Produtores Exportadores de Frutas e Derivados

**ADF** - Augmented Dickey-Fuller/Dickey-Fuller Aumentado

**AECM** - Asymmetric Error Correction Model/Modelo de Correção de Erros Assimétrico

**AIC** - Critério de Informação de Akaike

**ANP** - Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis

**ARCH** - Autoregressive Conditional Heterocedastity/Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva

**ARDL** - Autoregressive Distributed Lag/Defasagem Autorregressiva Distribuída

**ATVECM** - Asymmetric Threshold Vector Error Correction Model/ Modelo Vetorial de Correção de Erros com Threshold Assimétrico

**BCB** - Banco Central do Brasil

**BEKK** - Baba-Engle-Kraft-Kroner

**BFGS** - Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno

**BG** - Breusch-Goldfrey

**BHHH** - Berndt-Hall-Hall-Hausman

**CAPES** - Comissão de Aperfeiçoamento de Pessoal do Nível Superior

**CBIOS** - Créditos de Descarbonização

**CBTO** - Chicago Board Of Trade

**CCC** - Constant Conditional Correlation/Correlação Condicional Constante

**CDRS** - Coordenadoria de Desenvolvimento Rural e Sustentável

**CECAFÉ** - Conselho dos Exportadores de Café do Brasil

**CGF** - Crisis Global Financial/Crise Financeira Global

**CNA** - Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil

**CEPEA** - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada

**CMN** - Conselho Monetário Nacional

**CONAB** - Companhia Nacional de Abastecimento

**CPRA** - Companhia Paranaense de Referência em Agroecologia

**DCC** - Dynamic Conditional Correlation/Correlação Condicional Dinâmica

**DF** - Dickey-Fuller

**DW** - Durbin-Watson

**EG** - Engle-Granger

**EMBRAPA** - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária

**ENGOPE** - Encontro Goiano de Probabilidade e Estatística

**EUA** - Estados Unidos da América

**FAO** - Food and Agriculture Organization/Organização Mundial de Alimentação e Agricultura

**FIRJAN** - Federação das Indústrias do Rio de Janeiro

**FMI** - Fundo Monetário Internacional

**GARCH** - Generalize Autoregressive Conditional Heterocedastity/Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada

**GJR** - Glosten-Jagannathan-Runkle

**GVAR** - Generalized Vector Autoregressive/Vetor Autorregressivo Generalizado

**IAPAR** - Instituto Agrônomo do Paraná

**IBGE** - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

**IBRAFE** - Instituto Brasileiro do Feijão e Pulses

**IEA** - Instituto de Economia Agrícola

**IID** - Independente Identicamente Distribuído

**IMB** - Instituto Mauro Borges de Estatística e Estudos Socioeconômicos de Goiás

**IOB** - Instituto Ovos Brasil

**IPC** - Índice de Preço ao Consumidor

**IPEA** - Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada

**IRGA** - Instituto Rio Grandense de Arroz

**JB** - Jarque-Bera

**LM** - Multiplicador de Lagrange

**LPU** - Lei do Preço Único

**LSPA** - Levantamento Sistemático da Produção Agrícola

**MAPA** - Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento

**MCE** - Modelo de Correção de Erros/Error Correction Model

**MCEV** - Modelo de Correção de Erros Vetoriais

**MIDIC** - Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior

**MGARCH** - Multivariate Generalize Autoregressive Conditional Heterocedastity/Heterocedasticidade  
Condicional Autorregressiva Generalizada Multivariada

**MMQO** - Método dos Mínimos Quadrados Ordinários

**MSA** - Markov Switching Autoregressive

**MTAR** - Moment Threshold Autoregressive

**ONU** - Organização das Nações Unidas

**PIB** - Produto Interno Bruto

**PNAD** - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

**RB** - Ruído Branco

**RENOVABIO** - Política Nacional de Biocombustíveis

**SBC** - Critério Bayesiano Schwartz

**SECEX** - Secretaria de Comércio Exterior

**SETAR** - Self-exciting Threshold Autoregressive

**SQR** - Soma dos Quadrados dos Resíduos

**SQR<sub>R</sub>** - Soma dos Quadrados dos Resíduos da Regressão Restrita

**SQR<sub>U</sub>** - Soma dos Quadrados dos Resíduos da Regressão Irrestrita

**S&P** - Agência Standard Poor's

**TAP** - Transmissão Assimétrica de Preços

**TAR** - Threshold Autoregressive

**TGARCH** - Threshold Generalize Autoregressive Conditional Heterocedastity/Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada com Threshold

**USDA** - United States Department of Agriculture/Departamento de Agricultura dos Estados Unidos

**VAR** - Vetor Autorregressivo

**VBP** - Valor Bruto da Produção

**VCC** - Variable Conditional Correlation/Correlação Condicional Variável

**VEC** - Vector Error Correction/Vetor de Correção de Erros

# Sumário

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>20</b>
<b>2</b>	<b>CONTEXTUALIZAÇÃO</b>	<b>24</b>
<b>2.1</b>	<b>PECUÁRIA E PROTEÍNA ANIMAL</b>	<b>24</b>
2.1.1	Carne Bovina	25
2.1.2	Carne de Frango	25
2.1.3	Carne Suína	27
2.1.4	Leite	27
2.1.5	Ovos	28
<b>2.2</b>	<b>AGRICULTURA</b>	<b>29</b>
2.2.1	Arroz	30
2.2.2	Banana	31
2.2.3	Café	32
2.2.4	Cana de Açúcar	33
2.2.5	Feijão	34
2.2.6	Maça	35
2.2.7	Soja	36
2.2.8	Tomate	37
2.2.9	Trigo	38
<b>2.3</b>	<b>REGIME CAMBIAL BRASILEIRO</b>	<b>38</b>
<b>3</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b>	<b>40</b>
<b>4</b>	<b>METODOLOGIA</b>	<b>52</b>
<b>4.1</b>	<b>FONTE DE DADOS</b>	<b>52</b>
<b>4.2</b>	<b>PROCESSOS ESTOCÁSTICOS</b>	<b>53</b>
<b>4.3</b>	<b>PROCESSOS ESTACIONÁRIOS</b>	<b>53</b>
<b>4.4</b>	<b>REGRESSÕES ESPÚRIAS</b>	<b>54</b>
<b>4.5</b>	<b>RAIZ UNITÁRIA</b>	<b>55</b>

4.5.1	Testes para raízes unitárias . . . . .	56
4.5.2	Teste DF (DICKEY-FULLER) . . . . .	56
4.5.3	Teste ADF (DICKEY-FULLER AUMENTADO) . . . . .	59
4.5.4	Teste de Durbin-Watson . . . . .	60
<b>4.6</b>	<b>TRANSMISSÃO DE PREÇOS . . . . .</b>	<b>61</b>
4.6.1	COINTEGRAÇÃO . . . . .	61
4.6.2	Séries Integradas . . . . .	64
4.6.3	Modelo de Correção de Erros (MCE) . . . . .	66
4.6.4	Cointegração de ENGLE-GRANGER . . . . .	69
4.6.5	CAUSALIDADE DE ENGLE-GRANGER . . . . .	72
4.6.6	NÚMERO APROPRIADO DE ATRASOS OU DEFASAGENS . . . . .	75
<b>4.7</b>	<b>ASSIMETRIA . . . . .</b>	<b>77</b>
4.7.1	Modelo TAR ( <i>THRESHOLD AUTORREGRESIVE</i> ) . . . . .	77
4.7.2	Modelo MTAR ( <i>MOMENT THRESHOLD AUTORREGRESIVE</i> ) . . . . .	78
<b>4.8</b>	<b>TRANSMISSÃO DE VOLATILIDADE . . . . .</b>	<b>80</b>
4.8.1	Verificação de Diagnóstico de Modelos GARCH Univariados . . . . .	81
4.8.1.1	Teste Q (Ljung e Box, 1978) . . . . .	81
4.8.1.2	Teste Multiplicador de Lagrange (LM) ou Teste ARCH-LM . . . . .	82
4.8.2	Modelo BEKK . . . . .	83
4.8.2.1	Teste de Wald . . . . .	90
4.8.2.2	Teste Jarque Bera (JB) . . . . .	90
<b>5</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÕES . . . . .</b>	<b>92</b>
<b>5.1</b>	<b>Séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado. . . . .</b>	<b>93</b>
<b>5.2</b>	<b>Séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo . . . . .</b>	<b>115</b>
<b>6</b>	<b>CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS . . . . .</b>	<b>145</b>
	<b>REFERÊNCIAS . . . . .</b>	<b>148</b>

# 1 INTRODUÇÃO

Os preços dos produtos agropecuários afetam a balança comercial do agronegócio, o qual tem expressiva participação no PIB (Produto Interno Bruto) brasileiro. Segundo o IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), o PIB brasileiro em 2021 foi de R\$ 8,7 trilhões encerrando o ano 4,6% superior ao ano de 2020 (Brasil, 2022). O setor do agronegócio foi responsável por 27,4% do PIB brasileiro, atingindo R\$ 2,38 trilhões, crescimento de 8,36% em relação ao ano de 2020 conforme os dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2022b).

Nos últimos 40 anos, o Brasil saiu da condição de importador de alimentos para se tornar um grande provedor para o mundo. Entre 1975 e 2017, a produção de grãos, que era de 38 milhões de toneladas, cresceu mais de seis vezes, atingindo 236 milhões de toneladas, enquanto a área plantada apenas dobrou (EMBRAPA, 2018).

O Brasil é um dos maiores produtores e exportadores de alimentos do mundo, e a cada ano sua produção vem aumentando em produtividade sem a necessidade de mais desmatamentos (ARAGÃO; CONTINI, 2021). Ainda, segundo Aragão e Contini (2021), o Brasil é o 4º maior produtor de grãos (arroz, cevada, soja, milho e trigo) do mundo detendo cerca de 7,8% da produção mundial, o 2º maior exportador de grãos alcançando 19% do mercado internacional e ocupa o 2º lugar em quantidades de carnes (bovina, suína e aves) exportadas, com 7,4 milhões de toneladas, correspondendo a 13,4% do mercado mundial.

O Valor Bruto da Produção (VBP) agropecuária brasileira no ano de 2021 atingiu quase R\$ 1,20 trilhões, cerca de 10,3% a mais que no ano de 2020. A previsão do VBP para o ano de 2022 deve ser de R\$ 1,23 trilhões, alta de 2,4% em relação ao ano anterior. Separadamente, o VBP das lavouras no ano de 2021 alcançou R\$ 817,70 bilhões, 13,20% a mais em relação ao ano de 2020 e com estimativa de R\$ 878,84 bilhões para o ano de 2022, prevendo uma de alta de 7,5% em relação ao ano de 2021. O VBP da pecuária no ano de 2021 registrou R\$ 381,70 bilhões, 10,3% a mais que no ano de 2020 e com estimativa de R\$ 349,09 bilhões para o ano de 2022, prevendo uma queda

de 8,5% em relação ao ano de 2021 (MAPA, 2022b).

Conforme a CONAB (2022), o Brasil produziu 255,50 milhões de toneladas na safra 2020/2021 e estima uma produção de 269,30 milhões de toneladas para a safra 2021/2022, cerca de 5,4% a mais em relação ao ano anterior. O agronegócio brasileiro atingiu um recorde nas exportações em 2021, atingindo um valor de US\$ 120,59 bilhões, 19,7% a mais que no ano de 2020. Apesar do recorde nas vendas externas, os produtos do agronegócio brasileiro representou 43% das exportações do Brasil em 2021, 5,1% a menos que no ano de 2020 (MAPA, 2022a).

Além disso, o setor do agronegócio é um importante gerador de empregos e distribuição de renda em toda a cadeia produtiva, praticamente 1 de cada 3 trabalhadores brasileiros atuam no setor do agronegócio. De acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), no ano de 2015, do total de 94,40 milhões de trabalhadores, 30,50 milhões (32,3%) desses trabalhadores brasileiros estavam empregados no setor do agronegócio. Deste total de 30,50 milhões de trabalhadores, 13 milhões (42,7%) desenvolviam atividades de agropecuária, 6,43 milhões de trabalhadores (21,1%) estavam no comércio agropecuário, 6,40 milhões de trabalhadores (21%) estavam nos agros serviços e 4,64 milhões de trabalhadores (15,2%) estavam na agroindústria (CNA, 2021).

No setor agropecuário, destaca-se a produção agrícola, que possui características que a diferem-na da indústria, pois existe um longo período entre a decisão de plantio e a colheita, fazendo com que o setor agropecuário tome decisões sem o conhecimento prévio dos preços dos alimentos no futuro. Ademais, os produtos agrícolas não podem ser estocados por um longo período de tempo por serem perecíveis (DA SILVA; DE CARVALHO, 2019). Ainda, segundo os autores, um fator que pode trazer instabilidade ao mercado é a cotação do dólar, visto que grande parte do insumos são importados. Logo, quando a cotação do dólar aumenta, os custos de produção também aumentam, o que acarreta em diminuição da lucratividade dos produtores.

Altas expressivas nos preços dos alimentos provocam incertezas e riscos para toda a cadeia agroindustrial, comerciantes, consumidores e governos. Por exemplo, se os preços dos alimentos ficam elevados acima do normal, podem beneficiar os produtores com o aumento da lucratividade, porém, afeta a população mais pobre, podendo causar

problemas de insegurança alimentar. As famílias mais pobres gastam até 75% de sua renda com alimentos, especialmente os que habitam países em desenvolvimento (IMF; OECD; UNCTAD; WFP, 2011).

Por outro lado, se os preços dos alimentos ficam muito baixos, também trazem problemas e incertezas para produtores e outros agentes da cadeia produtiva, podendo ocasionar perda de investimentos, provocando prejuízos. Outro problema que pode ocorrer com a volatilidade nos preços dos alimentos está relacionado aos pequenos produtores, que na sua grande maioria não têm acesso a crédito para financiar suas atividades dificultando o processo de tomadas de decisão (IMF; OECD; UNCTAD; WFP, 2011).

Segundo Abdelradi; Serra (2015), Caetano; Figueiredo; Oliveira Neto (2019) e Dong et al (2018) existem algumas questões relacionadas à transmissão de preços e/ou transmissão de volatilidade que devem ser estudadas. A primeira busca identificar em que nível da cadeia produtiva as variações dos preços dos alimentos são originadas, e em que sentido essas variações são transmitidas. A segunda tenta identificar de que maneira ocorre a intensidade e/ou magnitude, e qual o período de ocorrência da transmissão de preços e/ou transmissão de volatilidade nos preços dos alimentos e a terceira, verificar a assimetria e a velocidade que ocorre a transmissão para os preços dos alimentos.

Segundo Gilbert e Morgan (2010), a alta volatilidade dos preços é uma característica dos mercados agropecuários, que podem depender tanto de fatos associados a eles próprios, como também depender de choques ou mudanças nas volatilidades em mercados distintos, ou seja, quando a volatilidade de um mercado depende das volatilidades ocorridas em outro(s) mercado(s), fenômeno denominado por transmissão de risco.

Diante do exposto, obter informações sobre o comportamento dos preços dos alimentos, tanto via transmissão de preços (choques) e/ou via transmissão de volatilidades (que fazem parte da análise de integração de mercado) são importantes, pois permite que os agentes da cadeia produtiva do agronegócio tenham informações relevantes para as suas tomadas de decisão, bem como, auxiliar os governos na implementação de políticas mais eficientes e no auxílio do planejamento de políticas públicas setoriais.

Diante da problemática debatida, associada diretamente as questões sobre transmissão de preços e risco em mercados agroalimentares é que esta tese de doutorado tem por objetivo geral analisar empiricamente se as variações cambiais do dólar americano influenciam os preços dos alimentos ao nível do atacado e varejo.

Além disso, este estudo tem por finalidade alcançar os seguintes objetivos específicos:

- i)* Verificar a integração entre a cotação do dólar e os preços dos alimentos.
- ii)* Analisar o relacionamento de curto e longo prazo entre a cotação do dólar e os preços dos alimentos.
- iii)* Avaliar se o dólar é um bom previsor para os preços dos alimentos.
- iv)* Analisar se o mercado do dólar transfere risco para o mercado de alimentos.

Esta tese está estruturada em 6 capítulos, incluindo essa Introdução, considerada como Capítulo 1. No Capítulo 2 apresenta-se uma contextualização sobre os produtos agropecuários (analisados nesta pesquisa) e o regime cambial brasileiro. O Capítulo 3 apresenta uma revisão de literatura que congrega artigos sobre transmissão de preços e/ou transmissão de volatilidade em mercados-cadeias agropecuário(as)s e/ou agroindustriais. No Capítulo 4 apresenta-se a Metodologia e procedimentos utilizados para analisar as séries temporais da cotação do dólar e dos preços dos alimentos no atacado e varejo. O Capítulo 5 apresenta os Resultados e Discussões e o Capítulo 6 contempla as Considerações Finais e Conclusões da Tese, seguida das respectivas Referências.

## 2 CONTEXTUALIZAÇÃO

Neste capítulo apresenta-se uma contextualização sobre a produção dos alimentos no Brasil e o regime cambial brasileiro, selecionados no âmbito dessa pesquisa.

O Brasil é um país de dimensões continentais, apresentando em cada região climas diferentes e com isso, propiciando a produção simultânea de diversos tipos de agroalimentos.

As cadeias produtivas participantes do agronegócio têm desempenhado um papel importante na economia brasileira e mundial, com geração de empregos que começam no elos dos fornecedores de insumos até as agroindústrias de transformação e todo o ambiente de comercialização do agronegócio (BUAINAIN; BATALHA, 2007).

A contextualização dos elementos centrais da presente pesquisa estão descritos da seguinte forma: Pecuária e Proteína Animal, Lavouras e Regime Cambial brasileiro . Além de informações sobre área plantada, produção, exportação e importação, regiões produtoras dos alimentos em seu estado in natura (excluindo os seus derivados como: macarrão, farinha de trigo etc).

### 2.1 PECUÁRIA E PROTEÍNA ANIMAL

Ao longo das últimas décadas o segmento de proteína animal brasileiro vem se destacando, entre os que compõem o setor do agronegócio. Com o crescimento da população mundial e o aumento da renda, em particular nos países mais desenvolvidos, espera-se que a demanda por proteína animal aumente ao longo do tempo. Diante disso, é necessário que o Brasil entenda como se dá a evolução de diversos aspectos que compõe o ramo, como identificar os principais gargalos produtivos para que o país continue sendo os dos primeiros no ranking de produção de proteína animal, tanto para o mercado interno como externo (FERREIRA; VIEIRA FILHO, 2019).

### 2.1.1 Carne Bovina

Através de anos de investimentos em tecnologia que aumentou a produtividade sem a necessidade de aumentar as áreas de produção e também elevou a qualidade dos produtos brasileiros. O Brasil ocupa a 2<sup>a</sup> posição no ranking mundial com 16,8% se consolidando como um dos mais importantes produtores de carne bovina do mundo (EMBRAPA, 2020b).

O Brasil abateu 27,54 milhões de cabeças de bovinos em 2021, queda de 7,8% em relação à 2020. O volume de exportação de carnes bovinas e derivados segundo a Abrafrigo (Associação Brasileira de Frigoríficos) em 2020 alcançou 2.016.223 toneladas gerando US\$ 8.485.085.572 contra 1.867.595 toneladas gerando US\$ 9.236.384.662 em 2021, uma variação negativa de 7% nos volumes exportados e variação positiva de 9% nas receitas em relação a 2020. Esse volume de exportação corresponde a 20% da produção total, ficando o mercado interno com 80% dessa produção (ABRAFRIGO, 2022).

Na lista dos maiores importadores de carne bovina brasileira em 2021, o primeiro lugar é dos chineses que responderam por 42,4% do volume de carne bovina exportada pelo Brasil e aproximadamente 50% da receita, segundo lugar ficou com o Estados Unidos, seguido por Hong Kong, Chile e Irã. Do lado exportador, São Paulo foi o Estado que mais movimentou o produto para o exterior que corresponde a 21,3% em produtos e 23,4% em receitas, à frente de Mato Grosso 19,7% em produtos e 19,3% em receitas e Goiás 14,5% em produtos e 1,8% em receitas (ABRAFRIGO, 2022).

As regiões que concentram os maiores efetivos de rebanhos bovinos no Brasil são: Centro-Oeste (34,58%), Norte (24,02%), Sudeste (17,16%), Nordeste (13,11%) e Sul (11,11%) (IBGE, 2020).

### 2.1.2 Carne de Frango

A carne de frango é uma das proteínas mais consumidas pelos brasileiros, devido a sua facilidade de preparo, teor nutricional, custo mais baixo, além das diferentes formas de processamentos (inteiro, pedaços, linguças, salsichas e alimentos processados já preparados). No ano de 2021, em média foram consumidos 45,56 kg de carne de frango

por ano para cada brasileiro. A cadeia produtiva de frangos de corte do Brasil está bem estruturada, desde a produção de grãos, rações, abatedouros, frigoríficos, transportes, equipamentos, medicamentos e distribuição até o consumidor final. A alta eficiência dessa cadeia vem permitindo que o Brasil ocupe a primeira posição em exportação e a terceira posição de maior produtor do mundo (EMBRAPA, 2020d).

O VBP da carne de frango em 2021 foi de R\$ 108.926 bilhões, alta de 16,58% em relação ao ano anterior. A ABPA (Associação Brasileira de Proteína Animal) em seu relatório anual informa que o volume de exportações de carne de frango por produto foram: corte (67%), inteiros (26%), salgados (3%), industrializados (2%) e embutidos (2%). O número de alojamento de matriz de corte em 2019 atingiu 55.632.926 de cabeças, 0,538% a mais que em 2020 e o total da produção de carne de frango atingiu 14,329 milhões de toneladas, 3,49% a mais que o ano anterior, sendo 67,83% para o mercado interno e 32,17% para exportações correspondendo a 4.610 milhões de toneladas, gerando uma receita de US\$ 7,6 bilhões, 8,66% superior ao ano anterior (ANUAL, 2022).

Juntas, a avicultura e suinocultura do Brasil vêm empregando fortes investimentos, gerando 4 milhões de empregos diretos e indiretos, sendo que 2/3 dos empregos são gerados pela avicultura e 1/3 pela suinocultura. São dezenas de pequenos municípios no interior do País, cuja atividade econômica depende diretamente e indiretamente das plantas frigoríficas instaladas na região. Vários destes municípios figuram entre os mais desenvolvidos do País, conforme levantamento da Embrapa Suínos e Aves, com base em dados da Federação das Indústrias do Rio de Janeiro (FIRJAN), além disso, os benefícios sociais da avicultura e da suinocultura não se limitam aos empregos e renda gerados (ANUAL, 2022).

Os maiores produtores carne de frango no Brasil são: Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, São Paulo e Minas Gerais (EMBRAPA, 2020d) e segundo Anual (2022) as regiões que mais importam a carne de frango e seu derivados são: Ásia, Oriente Médio, África, Américas, Europa e União Europeia.

### 2.1.3 Carne Suína

Por possuir um sabor marcante e diferenciado, a carne suína é a proteína animal mais consumida em todo o planeta. Tal qual a cadeia produtiva de carne de frango, a cadeia produtiva da carne suína também é completa, desde a produção de grãos, rações, até a chegada do produto a mesa do consumidor. Além disso, a pesquisa atua em todas os segmentos da cadeia, desde o produtor até a agroindústria buscando desenvolver soluções e tecnologias para garantir um produto de qualidade, sanidade e inspeção definidas pelo Governo (EMBRAPA, 2020c).

O VBP da carne suína em 2021 alcançou R\$ 31.394 bilhões, baixa de 3,75% em relação ao ano anterior. O abate de suínos teve uma variação em 2021 de 5,97% a mais que em 2020. A quantidade de carne suína brasileira exportada em 2019 teve crescimento de 18,0% em relação a 2018, segundo dados da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). Um crescimento ainda maior foi obtido no valor das vendas, 37,5% acima de 2018. Os animais vivos tiveram queda no volume de 6,0% e aumento dos preços com uma alta de 27,8%. O alto valor do dólar ajudou no crescimento do faturamento com obtenção de receita recorde para o país (IEA, 2020a).

O alojamento de matrizes suínas em 2021 foram de 2.015.000 de cabeças, 2,25% mais alta em relação a 2020. Ainda no ano de 2021, a produção atingiu 4,701 milhões de toneladas, destas 75,81% ficou no mercado interno e 24,19% da produção foi exportado representando um volume de 1,137 milhões de toneladas, gerando uma receita de US\$ 2,6 bilhões. O consumo per capita de carne suína em 2021 atingiu 16,7 (kg/habitante). Os estados que mais abateram carne suína foram: Goiás (3,64%), São Paulo (3,22%), Mato Grosso do Sul (5,5%), Mato Grosso (6,27%), Minas Gerais (9,7%), Paraná (19,20%), Rio Grande do Sul (20,72%) e Santa Catarina (31,56%) (ANUAL, 2022).

### 2.1.4 Leite

A cada ano o consumidor se torna mais exigente no mercado de lácteos. Sendo sua presença notada nos pontos de venda, diante das gôndolas, em meio a uma oferta ampla e diversificada de leite e produtos derivados. Porém o mercado vem apontando para uma diminuição do consumo de leite fluido. (EMBRAPA, 2019).

Em 2020, com o início da pandemia (Covid 19), o consumo de leite e seus derivados tiveram uma queda de consumo, mas aos poucos o setor foi se equilibrando. Entretanto, em 2021, novamente houve uma redução no consumo de leite e seus derivados, desta vez, provocado pela pandemia, desemprego, inflação alta e uma má condução na política socioeconômica do país (IEA, 2021)

Segundo o IBGE (SIDRA, 2022), a produção brasileira de leite diminuiu em 2021 em relação ao ano anterior, por outro lado, o quantidade de leite industrializado aumentou em relação a 2020. O quantitativo de leite cru, resfriado ou não adquirido atingiu 25,64 bilhões de litros, 2,3% a menos que em 2020 e quantitativo de leite industrializado atingiu 25,04 bilhões de litros, 7,5% a mais que em 2020.

Em 2021, o Brasil mais exportou produtos lácteos do que importou. Isso se deve a alta do dólar e a perda do poder de comprar dos brasileiros devido a crise econômica no país. Os embarques nacionais, por sua vez, somaram 38,8 milhões de toneladas em 2021, 19% superior ao registrado em 2020 e o maior volume desde 2016. Apesar da valorização recorde do dólar em novembro, a fraca oferta de leite no mercado doméstico impulsionou a procura pelo produto no mercado internacional. As exportações do leite em pó e leite fluido representaram 30% do volume total, totalizando em 6,2 e 5,1 milhões de toneladas respectivamente, 383% e 94% acima do valor registrado no ano de 2020 respectivamente. Por outro lado, o volume de produtos lácteos importados registrou baixa de 21% em relação ao ano de 2020, totalizando 137,7 milhões de toneladas. (CEPEA, 2022).

As principais regiões produtoras de leite no Brasil são: Sul, Sudeste, Nordeste, Centro-Oeste e Norte (IBGE, 2019).

### 2.1.5 Ovos

O ovo é uma fonte de proteína que ajuda no aumento da imunidade, além de conter nutrientes oxidantes que ajuda o metabolismo celular. Diante disso, o consumidor pode escolher o tipo de ovo a ser consumido, pois nos supermercados e outros comércios são possíveis encontrar uma grande variedade de ovos, como: ovos livres de antibióticos, orgânicos, pasteurizados, em pó e outros, isto se deve ao consumidor por estar cada vez mais exigente, pois se preocupa com a própria saúde e a saúde das galinhas

poedeiras(AVICULTURAINDUSTRIAL.COM.BR, 2020).

Em 2021, o VBP de ovos alcançou R\$ 17,734 bilhões e o alojamento de matrizes de postura chegou a 1.368,391 cabeças contra 1,441,548 cabeças em 2020, variação negativa de 5,34% em relação à 2020 e o alojamento de comércio de postura em 2021 foram de 114.637.958 cabeças contra 124.317.339 cabeças em 2020 variação negativa de 8,44 % em relação à 2020. A produção nacional de ovos de galinha atingiu 54,97 bilhões de unidades em 2021, um valor 1,02% superior ao obtido em 2020. 99,54% da produção é destinada ao consumo interno e 0,46% é exportado, correspondendo a um volume de 11.346 toneladas e uma receita de US\$ 18 milhões, onde o principal cliente é o Oriente Médio que detém 71,11% do total exportado. A média de consumo de ovos em 2021 foram de 257 unidades/ano/habitante (ANUAL, 2022).

As maiores regiões produtoras de ovos são: Ceará (5,26%), Rio Grande do Sul (5,82%), Mato Grosso (5,59%), Pernambuco (8,19%), Espírito Santo (9,17%), Minas Gerais (10,54%) e São Paulo (29,63%) (ANUAL, 2022).

## 2.2 AGRICULTURA

A partir da década de 90 (século 20), o Brasil deixou de ser um importador de alimentos para se tornar um grande exportador, tanto na parte de pecuária como na produção de grãos. Com isso, o preço da cesta básica no país diminuiu consideravelmente, além de se tornar um dos principais *players* do agronegócio mundial na atualidade. Com a evolução dos maquinários, tecnologias a produção por hectare aumentou consideravelmente, ajudando na preservação dos recursos naturais. Entre 1975 e 2017 a produção de grãos cresceu mais de 6 vezes, atingindo 236 milhões de toneladas produzidas, enquanto que a área plantada apenas dobrou. Mas ainda existem grandes desafios para o agronegócio, como pastagens degradadas, a ineficiência no uso de água em irrigação, uso inadequado de defensivos agrícolas e outros (EMBRAPA, 2018).

Vale destacar que a área plantada das lavouras são sobrepostas (somadas), pois a maior parte da área física cultivada é utilizada pelo menos duas vezes ao ano e no caso de áreas irrigadas, o cultivo é contínuo (três a quatro safras por ano na mesma área, a depender da cultura) (LSPA; IBGE, 2022).

Conforme dados obtidos no Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA) vinculado ao IBGE a área total plantada para lavouras em 2021 alcançou de 83.103.114 hectares e uma produção total de 5.849.412 toneladas, gerando R\$ 817,68 bilhões, uma alta de 13,15% em relação à 2020. A estimativa para o ano de 2022 da área plantada para lavouras é de 87.401.564 hectares, 5,17% superior em relação ao ano anterior, com previsão de produção total de 6.566.776 toneladas, 12,26% a mais em relação à 2021, prevendo uma receita R\$ 878,36 bilhões, alta de 7,4% em relação à 2021 (LSPA, IBGE, 2022).

Os principais produtos agrícolas produzidos no Brasil são: Cana-de-açúcar, soja, milho, mandioca, laranja, arroz em casca, banana, algodão herbáceo em caroço, trigo, tomate, batata-inglesa, feijão e café. As principais regiões produtoras do Brasil são: Centro-Oeste, Sul e Sudeste (LSPA; IBGE, 2022).

### 2.2.1 Arroz

A produção de arroz gera milhões de empregos e renda a milhões de pessoas no mundo todo, sendo, o terceiro cereal mais produzido do mundo e o segundo mais consumido pela população mundial, além de ser um alimento nutritivo utilizado para lutar contra a fome. Cerca de 90% do arroz mundial é produzido e consumido nos países asiáticos, mas o Brasil tem papel de destaque na produção de arroz, tanto para o mercado interno quanto o externo (ABIARROZ, 2020).

Segundo as pesquisas feitas por historiadores e cientistas, o arroz tem sido cultivado desde o ano 3.000 a.C., tendo como origens o sudeste da Ásia. Da Ásia surgiu a espécie *Oryza sativa*, que teve sua disseminação em primeiro lugar na Índia, depois China e Pérsia, atual Irã, Arquipélago Malaio até alcançar a Indonésia por volta de 1.500 a.C. No Brasil a produção do arroz começou de forma espontânea, segundo estudos de autores brasileiros, apesar de o Brasil ter sido o primeiro país das Américas a cultivar o cereal. Logo após o descobrimento do Brasil, Pedro Álvares Cabral teria retornado a Portugal com feixes de arroz colhidos no território brasileiro, chamados na época pelos tupis de “abatituaupé” ou “milho d’água”. Em meados do século XVI, os colonizadores portugueses passaram a cultivar arroz em terras secas brasileiras, ocupando áreas no Maranhão (1745), em Pernambuco (1750), no Pará (1772) e na

Bahia (1857) (ABIARROZ, 2020).

Existem diferentes tipos de arroz, cada um com suas especificidades e benefícios: **(i)** Arroz branco: Contém carboidrato e sua principal função é fornecer energia. Apesar de ser o mais consumido no Brasil, é o menos nutritivo, pois as vitaminas e minerais ficam na casca, que é retirada durante o processo de polimento. Arroz integral: Fonte rica de fibras, minerais e óleos essenciais, ele estimula o intestino, aumenta a saciedade e reduz a absorção de gordura pelo corpo. O arroz branco e arroz integral são produtos obtidos a partir do arroz longo-fino ou “agulhinha” (o que os difere é a forma de beneficiamento); **(ii)** Arroz negro: Rico em propriedades antioxidantes, auxilia na prevenção de danos celulares e de doenças crônicas, como diabetes, câncer e problemas cardiovasculares; **(iii)** Arroz vermelho: Contém monocolina, substância que ajuda na digestão, na redução do colesterol e na prevenção de doenças do coração e **(iv)** Arroz selvagem: Na verdade é um outro tipo de grão, mas muitos o considera como arroz. Rico em proteínas, fibras e aminoácidos, é também o que apresenta a menor quantidade de gordura (ABIARROZ, 2020).

Segundo o MAPA (2022b), o VBP do arroz em 2021 atingiu o valor de R\$ 21,3 bilhões, alta de 0,5% em relação ao ano anterior. No ano de 2021 a área plantada de arroz em casca chegou a 1.679.497 hectares, 1,25% a menos que a estimativa para o anos de 2022 e uma produção de 11.620.292 toneladas, 8% a mais que a estimativa para o ano de 2022. A estimativa do VBP do arroz é de R\$16,54 bilhões para o ano de 2022, 31,8% a menos que o ano de 2021 conforme o MAPA (2022b) . A Região Sul detém cerca de 80% de toda a produção no Brasil, seguida pela Região Norte (LSPA; IBGE, 2022).

## 2.2.2 Banana

A banana é a fruta mais consumida no Brasil, além de ser rica em potássio, vitaminas e fibras. A fruta é extremamente versátil e serve para ser consumida in natura, em doces, conservas e outros (CNA, 2022). Segundo a ABRAFRUTAS (2022), o Brasil exportou 108.752.735 quilos, alta de 29% em relação ao ano de 2020 e atingiu uma receita de US\$ 37,11 milhões em 2021, 42,12% a mais que o ano anterior.

Segundo o MAPA (2022b), o VBP do banana em 2021 atingiu o valor de R\$ 13,32 bilhões, 12,23% a menos que o ano anterior. A previsão do VBP da banana para o ano de 2022 deve ser de R\$ 15,67 bilhões, previsão de 17,64% a mais que o ano de 2021. No ano de 2021 área plantada foi de 465.502 hectares e uma produção de 7.018.879 toneladas. A previsão para o ano de 2022 deverá utilizar 46.325 hectares para a área plantada e um previsão de produção de 7.124.648 toneladas (LSPA; IBGE, 2022).

### 2.2.3 Café

O café veio da África, para ser mais específico da Etiópia, mas foi a Europa que difundiu a bebida mundo afora. Mas, o que poucos sabem é que um pastor de cabras africano (com a ajuda de um monge) foi o grande responsável em descobrir seu uso/consumo. De acordo com a Lenda de Kaldi, registrada em manuscritos do Iêmen no ano de 575 d.C., o pastor Kaldi observou que suas cabras ficavam alegres e cheias de energia depois que mastigavam os frutos de coloração amarelo-avermelhada dos arbustos abundantes dos campos. Lenda ou não, registros históricos indicam que foi nesta época que a exploração de diferentes possibilidades de consumo do café começou a se difundir (ABIC, 2020a).

No ano de 1727 o oficial português Francisco de Mello Palheta trouxe da Guiana Francesa as primeiras mudas de café para o Brasil. As mudas foram plantadas no Pará e no ano de 1781 o café começou a ser plantado, iniciando um novo ciclo econômico na história do país, enquanto nos Estado Unidos e Europa so consumo da bebida crescia bastante. Depois começou a ser produzido em São Paulo que a partir do ano de 1880 começou a ser o maior produtor do Brasil fazendo com que o país se tornasse o maior produtor mundial do grão após o término do século XIX (ABIC, 2020a).

O composto químico mais conhecido do café é a cafeína, que após ingestão de baixas doses deste composto, melhora a performance cognitiva e psicomotora do consumidor (melhoria do estado de alerta, da energia, da capacidade de concentração, do desempenho em tarefas simples, da vigilância auditiva, do tempo de retenção visual e diminuição da sonolência e do cansaço) (ALVES; CASAL; OLIVEIRA, 2009).

O Brasil é o maior exportador de café no mercado mundial, respondendo por 1/3

de toda a produção do mundo e ocupa a segunda posição, entre os países consumidores da bebida. A cafeicultura brasileira é uma das mais exigentes do mundo, em relação às questões sociais, ambientais e com uma preocupação em se garantir a produção de um café sustentável (ABIC, 2020b).

No ano de 2021, o VBP do café rendeu R\$ 45,15 bilhões, 3,2% a mais que em 2020. A expectativa para o ano de 2022 prevê um VBP do café de R\$ 70,29 bilhões, 55,68% maior que em 2021 segundo o MAPA (2022b). A área plantada em 2021 atingiu 1.829.273 hectares (1.433.881 hectares de café Arábica e 395.392 hectares de café *Canephora*) e uma produção de 2.940.503 toneladas (1.922.22 toneladas de café Arábica e 1.018.281 de café *Canephora*). Para o ano de 2022 as projeções da área plantada estimada deve ser de 1.845.427 hectares (1.442.672 hectares de café Arábica e 402.755 hectares de café *Canephora*) e uma produção estimada em 3.365.233 toneladas (2.323.787 toneladas de café Arábica e 1.041.446 de café *Canephora*). Os principais estados produtores de café no Brasil são: Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Bahia, Paraná e Rondônia (LSPA; IBGE, 2022).

No Ano 2021 foram exportados 40.605.269 sacas de café gerando uma receita de US\$ 6,28 bilhões. os principais destinos do café brasileiro foram, na ordem: os Estados Unidos, Alemanha, Itália, Bélgica, Japão, Federação Russa, Turquia, México, Espanha e Canada (CECAFÉ, 2022).

#### 2.2.4 Cana de Açúcar

A história da cana-de-açúcar se inicia no meio do XIV e com um modelo de produção que utilizava o trabalho escravo, começando na Turquia, Grécia e norte da África, onde suas economias eram baseadas na produção de açúcar. Esse modelo de produção foi introduzido em Portugal e posteriormente foi repassado para o Brasil Colônia com o objetivo de romper o monopólio da produção de açúcar exercido pelo Oriente Médio (GONZAGA; SANTANDER; REGIANI, 2019).

Devido ao clima tropical e com um solo rico, a cana de açúcar se adaptou muito bem no Brasil, fazendo com que o mesmo se tornasse um dos maiores produtores de cana de açúcar no mundo. Além disso, através de pesquisas e de novas técnicas agrárias

a produção da cana-de-açúcar veem sendo maximizadas ano após ano se tornou uma das principais culturas agrícolas brasileiras. Através dessa produção, o Brasil produz vários produtos como açúcar e biocombustíveis, essencial para consolidar a presença brasileira no mercado energético mundial (GONZAGA; SANTANDER; REGIANI, 2019).

Segundo o MAPA (2022b) , no ano de 2021, o VBP da cana de açúcar atingiu R\$ 92,71 bilhões, alta de 5% em relação ao ano anterior. A estimativa para o VBP da cana de açúcar no ano de 2022 deve alcançar R\$ 119,06 bilhões, previsão de 28,42% a mais que o ano de 2021.

No ano de 2021, área plantada de atingiu 8.858.657 hectares e uma produção 609.281.544 toneladas. As projeções para o ano de 2022 são de 9.911.658 hectares e uma produção de 731.323.232 toneladas, alta de 11,88% e 20% respectivamente em relação ao ano de 2021. Os principais estados produtores de cana-de-açúcar no Brasil são: Sul, Centro-Oeste, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso (LSPA; IBGE, 2022).

### 2.2.5 Feijão

O Brasil é um dos 5 maiores produtores de feijão do mundo, o alimento é cultivado por pequenos e grande produtores em todas as regiões do país. Arqueólogos dizem que em cerca de 10.000 a.C., o feijão tenha sido cultivado na América do Sul (Peru) e depois cultivado na América do Norte. Existem relatos antigos sobre do feijão que ocorreram na Bíblia, no Egito, nas ruínas de Troia, no Império Romano, nas cortes inglesas e francesas, onde o feijão era consumido por guerreiros. No Brasil, os índios, por volta do século XVI, chamavam o feijão de “comanda” e comiam com farinha e a colonização portuguesa o feijão foi introduzido em suas refeições, sendo combinadas com orelha focinho, rabo e linguiça de porco. Além disso, o feijão é rico em proteínas, ferro, cálcio, vitaminas (principalmente do complexo B), carboidratos e fibras (DA BAHIA, 2016).

O feijão (*Phaseolus Vulgaris*) é a principal leguminosa comestível em todo o mundo. Somente no Brasil existem 16 tipos: *Vigna unguiculata* - também conhecido como feijão-caupi, vigna, feijão-da-colônia, feijão-da-estrada ou feijão-de-corda; e o *Cajanus cajan* - feijão-guandu, andu ou ervilha-de-pombo, *Azuki*, Branco, Bolinha,

Canário, Carioca, Fradinho, Jalo, Jalo Roxo, *Moyashi*, Mulatinho, Preto, Rajado, Rosinha, Roxinha, Verde, Vermelho. Índia, Mianmar, Brasil e EUA foram responsáveis por 51% do total produzido no ano de 2017 (SALVADOR, 2018).

No Brasil o cultivo do feijão ocorre em três safras distintas: (i) a primeira conhecida com safra das águas que ocorre de agosto à novembro; (ii) a segunda denominada de safra da seca ou safrinha que ocorre de dezembro à março; (iii) e a terceira denominada safra, utilizando o processo de irrigação, ocorrendo de abril à julho (WANDER, 2007).

Segundo o IBRAFE (2022), o Brasil exporta muito pouco feijão, pois 60% ou mais de todo o feijão cultivado no país é do tipo carioca, que só é consumido no Brasil. A média de consumo de feijão kg/habitantes foram de 14,3 quilos no ano de 2021. De janeiro à novembro de 2021 o Brasil exportou 200 mil toneladas da leguminosa, atingindo um recorde com uma receita de US\$ 188 milhões, em todo o ano de 2020 foram exportados 177,4 mil toneladas.

Conforme o MAPA (2022b), no ano de 2021, o VBP do feijão atingiu R\$ 14,09 bilhões, queda de 17,5% em relação ao ano anterior e a previsão para o ano de 2022 é atingir R\$ 15,32 bilhões, alta de 8,7% em relação ao ano de 2021. A área plantada em 2021 atingiu 2.719.024 hectares e uma produção de 2.776.373 toneladas. A previsões para o ano de 2022 é de 2.792.627 hectares e uma produção de 3.162.693, alta de 2,7% e 13,9% respectivamente em relação ao ano de 2021. A Região Sul ocupa lugar de destaque no cenário nacional, seguida pelas Regiões Sudeste, Nordeste, Centro-Oeste e Norte (LSPA; IBGE, 2022).

## 2.2.6 Maça

A maçã (*Malus domestica*) possui diversas propriedades: ajuda na digestão, modera o apetite, controla o colesterol, previne alergias e irritações físicas, evita a formação de cálculos, limpa o sangue, previne o câncer digestivo, age no aquecedor médio, baço e pulmão, melhora as cordas vocais, além disso, a maçã tem um sabor ácido-doce (ABPM, 2020).

Foi no ano de 1963 que o Brasil começou a cultivar e comercializar a maçã,

começando com 11,200 mudas de maçãs e chegando a 358.000 plantas em 1969. Após 5 anos de pesquisas, os resultados preliminares saíram no ano de 1968, das 165 variedades de maçã importadas, apenas 3 foram selecionadas para o cultivo no país. Os resultados conclusivos só seriam obtidos a partir de 1976, pela Agrícola Fraiburgo, de propriedade do grupo franco-argelino, apontando definitivamente para o cultivo e comércio de apenas três variedades, a saber: Gala, *Golden* e *Fuji* (KLANOVICZ, 2014).

Segundo a ABRAFRUTAS (2022), a quantidade total de maçã exportadas em 2021 chegou a 99.055.150 e uma receita de R\$ 73.822.432, 58% e 79% a mais que no ano de 2020 respectivamente. A safra 2020/2021 chegou a 1,28 milhões de toneladas, 36% a mais que a safra 2019/2020. A área plantada em 2021 chegou à 30.026 hectares, 0,1% a mais que no ano anterior. Os principais produtores de maçã no Brasil, são: Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná (HFBRASIL, 2022).

### 2.2.7 Soja

Os primeiros relatos sobre a soja apareceram por volta do ano de 2883 e 2838 a. C., relatados no livro “Pen T’sao Kong Mu”, que escrevia sobre as plantas da China para o Imperador Sheng-Nung. A soja se desenvolveu no costa do leste da Ásia, ao longo do rio Yangtse, sendo plantas rasteiras, bem diferente das cultivadas hoje em dia. Sua evolução se deu através do cruzamentos natural entre espécies diferentes de soja e melhoradas pelos cientistas chineses (EMBRAPA, 2020a).

No final da década de 60 (século XX) a soja começou a ser cultivada no Brasil no verão após a colheita do trigo. Na mesma época o país produzia suínos e aves, gerando uma demanda para o farelo de soja. No ano 1966, a produção comercial de soja era uma necessidade estratégica, sendo produzidas cerca de 500 mil toneladas no Brasil e com o aumento dos preços no ano de 1970, o grão despertou outros agricultores e o próprio governo para sua produção. Além disso, o Brasil tem uma vantagem sobre seu concorrentes, pois a safra brasileira ocorre durante a entressafra americana, período em o grão atinge as maiores cotações. O Brasil investe muito em pesquisa e tecnologia melhorar a adaptação da cultura ao clima brasileiro, tendo a EMBRAPA em primeiro lugar nas pesquisas. Os investimentos em pesquisa levaram à “tropicalização” da soja a partir do ano de 1980. Os líderes mundiais na produção mundial de soja são os Estados

Unidos, Brasil, Argentina, China, Índia e Paraguai (EMBRAPA, 2020a).

As exportações brasileiras da soja em grãos no ano de 2021 atingiram 86.098 mil toneladas, alta de 3,7% em relação ao ano anterior e uma receita de 38,6 US\$ bilhões, 34,9% a mais que o ano de 2021 (IPEA, 2022). Conforme o MAPA (2022b), no ano de 2021 o VBP da soja alcançou R\$ 387,95 bilhões, 27,7% a mais que o ano anterior e com previsão de um VBP da soja de R\$ 347,97 bilhões.

Em 2021, a área plantada atingiu 38.974.763 hectares e uma produção de 134.933.704 toneladas. Para 2022 a previsão da área plantada deve alcançar 40.440.804 hectares e uma produção de 116.179.822 toneladas. Os principais produtores de soja no Brasil são: Mato grosso, Paraná e Goiás (LSPA; IBGE, 2022).

### 2.2.8 Tomate

O tomate (*Lycopersicon esculentum* Mili, faz parte da Família das *Solanaceae* e da Tribo das *Solaneae*), nativa América do Sul na região dos Andes. Após sua descoberta foi levado ao México de onde se disseminou para Europa no século XVI. Possui nome originário da língua *nahuatl* (Asteca) “*Tomatl*”. Através da melhoria genética desenvolveu-se a aparência comercial do *Hybrids Fl*, fator determinante para o forte desenvolvimento do tomate, onde na Espanha os frutos passaram a ser produzidos a partir no ano de 1970 (GUALAZZI, 1997).

O tomate possui vitaminas, sais minerais, ácido fólico, frutose e o antioxidante licopeno. O tomate “*Double Rich*” contém duas vezes mais vitamina C do que a maior parte dos outros tomates. Os tomates “*Caro*” e “*Caro Rich*”, de cor laranja, têm um alto teor de vitamina A e os outros tipos de tomates, em geral, não são muito abundantes em beta-carotenos, importantes para o organismos que os transforma em vitamina A (CPRA, 2020).

O VBP do tomate alcançou R\$ 12,26 bilhões, queda de 9,88% em relação ao ano anterior conforme o MAPA (2022b). A área plantada em 2021 atingiu 54.267 hectares, 1,17% a menos que no ano de 2020. A produção em 2021 alcançou 3.886.009 toneladas, alta de 1,19% em relação ao ano anterior. A estimativa para o ano de 2022 é de 50.789 hectares em área plantada e uma previsão de produção de 3.528.984 toneladas. Os

principais estados produtores de tomates no Brasil são: Goiás, São Paulo, Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina, Rio de Janeiro e Ceará (LSPA; IBGE, 2022).

### 2.2.9 Trigo

Segundo estudos, o trigo está presente na história da humanidade há cerca de 10 mil anos. O *Triticum vulgare* é cultivado há pelo menos 6 mil anos. No jazigos de múmias do Egito, nas ruínas das habitações lacustres da Suíça e nos tijolos da pirâmide de *Dashur* foram encontrados grãos de trigo, cuja essa construção datam de mais de 3000 a.C. (CAFÉ et al, 2003)

A história do cultivo do trigo no Brasil teve início em 1534, quando Martim Afonso de Sousa trouxe as primeiras sementes, que foram plantadas na Capitania de São Vicente. Após a Revolução de 1930, uma das primeiras preocupações do governo recém-instalado foi conceder incentivos financeiros à produção de trigo, visando ao aumento da produtividade (CAFÉ et al, 2003).

O Brasil importou 6.214.580,53 toneladas de trigo no ano de 2021. Isso gerou US\$ 1.665.674,94 milhões em importações. Os principais exportadores de trigo para o Brasil são: Argentina, Estados Unidos, Paraguai, Uruguai, Canadá, França, Rússia Líbano. (ABITRIGO, 2022).

O VBP do trigo em 2021 atingiu o valor de R\$ 12,26 bilhões, queda de 13,37% em relação ao ano anterior, e a previsão para o ano de 2022 deve atingir R\$ 16,26 bilhões, 32,26% a mais que no ano de 2021 segundo o MAPA (2022). A área plantada em 2021 atingiu 2.779.150 hectares e uma produção de 2.669.897 toneladas. A previsão para o ano de 2022 deverá ser de 2.669.897 hectares e uma previsão de produção de 7.936.115 toneladas (LSPA, IBGE, 2022). Os principais estados produtores de trigo no Brasil são: Rio Grande do Sul e Paraná.

## 2.3 REGIME CAMBIAL BRASILEIRO

O Brasil adota o regime de câmbio flutuante desde o ano de 1999, momento em que o plano real estava consolidado. O que significa que o Banco Central do Brasil (BCB) não interfere no mercado para determinar a taxa de câmbio, ou seja, a cotação

das moedas variam de acordo com a oferta e a demanda. O Conselho Monetário Nacional (CMN) é o responsável pela regulamentação do mercado de câmbio, cabendo ao BCB monitorar e garantir o funcionamento regular do mercado e o cumprimento da regulamentação. O Brasil vem ampliando sua integração juntos aos mercados mundiais, através de medidas de liberalização da conta-corrente e da conta financeira do balanço de pagamentos e diminuindo as restrições aos investidores no mercado cambial (BCB, 2022).

Para que o Brasil não entre em crise, como aconteceu no passado, adotou a estratégia de acúmulo de reservas cambiais a partir do ano 2000. Como resultado disso, existem agências como a *Standard & Poor's* (S&P), que buscam avaliar a vulnerabilidade externa de um país, verificando os compromissos em moeda estrangeira com vencimento de curto prazo (inclusive os compromissos de natureza corrente) e o estoque de reservas (SANTIAGO, 2017).

A seguir apresenta-se a revisão de literatura.

### 3 REVISÃO DE LITERATURA

O processo que tenta prever ou antecipar acontecimentos ou resolução de problemas recebe o nome de previsão, seja no âmbito pessoal ou profissional, e a humanidade utiliza esses modelos para tentar prever o que acontecerá no futuro desde o início dos tempos. No geral o processo de previsão utiliza informações do passado para prever o futuro. Dentro da área de análise de risco existe uma área que estuda as transmissões de preços e transmissões de volatilidades entre mercados ou intra-mercados com o objetivo de observar o que está acontecendo com o presente, além de projetar o que pode acontecer no futuro. (BODIE; MERTON 2002).

Dentro do processo de transmissão de preços e de volatilidades, existem questões essenciais a serem observadas, como, analisar a intensidade ou magnitude que o efeito de um choque no preço de um produto em um determinado segmento do mercado causa sobre o preço de produto de outro segmento (elasticidade), ou, tem-se o interesse em analisar o que ocorre quando o preço de um determinado produto (taxa de câmbio, alimentos, petróleo, combustíveis, ações, entre outros) em um segmento sofre alguma variação, o mesmo é transmitido para o preço de um outro produto de um segmento diferente em que magnitude, velocidade e/ou assimetria, e vice-versa (VAVRA; GOODWIN, 2005).

Observando-se as incertezas a respeito dos mercados financeiros, verifica-se, de modo geral, que o tema transmissão de volatilidade e de preços são estudados com o objetivo de melhorar a gestão do risco de preços nos mercados. Por outro lado, os países em desenvolvimento sofrem mais com seus mercados instáveis, produzindo incertezas nos preços dos produtos, que somadas a velocidade em suas alterações, contribuem para essa instabilidade e conseqüentemente produz dificuldade na comercialização de seus produtos. São vários os modelos econométricos utilizados para analisar a transmissão de preços e de volatilidade, em que se encontram desde os Modelos Univariados até os Modelos Multivariados, esses últimos mais utilizados para o estudo de co-volatilidades, ou seja, para se verificar a dependência dos ativos ou mercados entre si e como são afetados em termos de volatilidade, observando-se também o sentido e magnitude dessas

relações, entre outros fatores (TAYLOR, 2005).

Segundo Prakash (2011), volatilidades altas nos preços dos alimentos causam implicações negativas, principalmente em países em desenvolvimento, visto que as commodities agrícolas em sua maioria, formam a base para a renda familiar e consumo de alimentos. Volatilidade é tanto uma causa como uma consequência dos níveis de preços causados pela mercadologia associada a oferta e demanda. A ONU (Organização das Nações Unidas) sugerem que até 2050 o planeta será povoado por 9,1 bilhões de pessoas e segundo a FAO (*Food and Agriculture Organization*) a produção agrícola precisará crescer 70% de maneira global para atender as necessidades de consumo, e quase 100% nos países em desenvolvimento.

Por estes motivos, optou-se por uma revisão bibliográfica baseada em uma pesquisa empírica de revisão de literatura de forma exploratória e qualitativa, analisando e identificando importantes artigos (periódicos nacionais e internacionais) publicados entre os anos de 2009 à 2018/2019 que exploraram os temas sobre transmissão de preços e transmissão de volatilidade. Nesses artigos, buscou-se obter informações acerca dos objetivos, resultados e conclusões, além das metodologias utilizadas para analisar as transmissões de risco de preços.

Os artigos supracitados foram obtidos através das plataformas de pesquisa da internet como Portal de Periódicos da CAPES (Comissão de Aperfeiçoamento de Pessoal do Nível Superior), *SciELO*, Google Acadêmico, *Science.gov*, *ScienceResearch.com*, *Scopus*, *Science direct* e *World Wide Science* utilizando as seguintes palavras chave: *Câmbio*, *Inflação*, *Preços dos Alimentos*, *Cointegração de Johansen e Engle-Granger*, *Modelo de Correção de Erros (MCE)*, *Modelo de Correção de Erros Vetoriais (MCEV)*, *Vetor Autorregressivo (VAR)*, *Cointegração Assimétrica*, *Causalidade de Granger*, *Volatilidade e Modelo BEKK*. Após a pesquisa selecionou-se os artigos relacionados ao setor do agronegócio.

No ano de 2018/2019 construiu-se uma revisão de literatura que recebeu o nome de: “Relação entre a Taxa de Câmbio X Preços dos Alimentos no Brasil. Estado da Arte: Revisão de Literatura”. Foram analisados mais de 100 artigos, porém, apenas 21 artigos tinham alguma relação com o Agronegócio. Destes, 10 artigos analisaram a transmissão de preços ou cointegração e 11 artigos analisaram a transmissão de volatilidade. O

trabalho completo da revisão de literatura pode ser vista nos anais do IV Encontro Goiano de Probabilidade e Estatística (ENGOPE) (FELICIANO; FIGUEIREDO, 2019).

Os principais artigos selecionados na revisão de literatura estão apresentados nas tabelas a seguir. Os mesmos estão descritos da seguinte forma: ano de publicação e contendo seus respectivos títulos, autor (es); objetivos; conclusões e modelos utilizados na transmissão de preços e/ou transmissão de volatilidade.

Depois da construção da revisão de literatura no ano de 2018/2019, continuou-se a pesquisar outros artigos após esse período. A seguir apresentamos alguns artigos nacionais que abordaram o tema sobre transmissão de preços.

- 1) “*Assimetria e transmissão de preços do boi gordo entre os mercados do Brasil, EUA e Austrália*”, (CAETANO; FIGUEIREDO; OLIVEIRA NETO, 2019), os autores utilizaram o modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) e concluíram que os três países exportadores de carne bovina são integrados uns com os outros em relação ao preço pago aos produtores e que os três mercados são cointegrados e interdependentes. Além disso, as transmissões de choques são transmitidos de maneira simétrica entre os mercados estudados.
- 2) “*Estudo da Transmissão de Preços Entre o Mercado Nacional e Internacional de Óleo Bruto de Soja para o Preço Pago ao Produtor Brasileiro (1996-2016)*”, (PRESOTTO et al, 2019). Os autores utilizaram o modelo VEC e concluíram que os mercados estudados são caracterizados por TAP (Transmissão Assimétrica de Preços) do tipo vertical do preço do óleo bruto de soja no Brasil para o produtor de soja, espacial do preço do óleo bruto de soja na bolsa CBOT (*Chicago Board Of Trade*) para o produtor de soja brasileiro e negativa para ambos os mercados no longo prazo. No curto prazo, concluiu-se TAP de tipo positiva.
- 3) “*Transmissão Assimétrica de Preços na Cadeia do Arroz em São Paulo*”, (WANDER; DA CUNHA, 2019). Os autores utilizaram o modelo *Self-Exciting Threshold Autoregressive* (SETAR). Além disso, concluíram que os produtores só repassam choques de preços acima de 3,79% ao atacado. O atacado repassa ao varejo qualquer choque de preço acima de 0,35%.

Tabela 3.1 – Apresentação do Ano, Título e Autor (es) do artigo, Objetivo, Conclusão e o Modelo Utilizado na Transmissão de Preços ou de Volatilidade.

Ano, Título, Autor (es)	Objetivo	Conclusão	Modelo Utilizado
2009. The relationship between oil, exchange rates, and commodity prices. Ardian Harri, Lanier Nalley, and Darren Hudson.	Examinar a relação de preços ao longo do tempo das principais commodities agrícolas, as taxas de câmbio, e os preços do petróleo.	Os preços das commodities estão ligados ao petróleo para milho, algodão e soja, mas não para o trigo, e que as taxas de câmbio desempenham um papel importante nos preços ao longo do tempo.	Cointegração de Johansen.
2009. Prices Transmission Channels of Energy and Exchange Rate on Food Sector: A Disaggregated Approach based on Estage of Process. Dae-Heum Kwon, and Won W. Koo.	Analisar os impactos que em vários preços de alimentos e energia classificados por estágio de processamento.	Os autores indicaram como os movimentos da taxa preços de energia afetam os preços dos alimentos dos agricultores aos consumidores.	Causalidade de Granger, Cointegração de Engle-Granger e Modelo VEC.
2009. Agricultural Response to Prices and Exchange Rate in Nigeria: Application of Co-integration and Vector Error Correlation Model (VECM). Abiodun Elijah Obayelu and, A. Sheu Salau.	Estimular a reposta da produção agrícola agregada à movimentos cambiais e de preços de alimentos e culturas de exportação na Nigéria usando dados anuais à partir dos Relatórios anuais do Banco Central da Nigéria (CBN).	As variáveis usadas no modelo são integradas da mesma ordem e as variáveis inteiras se cointegraram. A estimativa do ajuste de curto prazo em relação à longo prazo mostrou tendência linear.	Cointegração de Engle-Granger e Modelo VEC.
2010. Análise do Mecanismos de Transmissão dos Preços Internacionais de Commodities Agrícolas Sobre o Comportamento da Taxa de Câmbio Real no Brasil. MARGARIDO, Mário et al.	Analisar o mecanismo de transmissão dos preços internacionais de commodities agrícolas para a taxa de câmbio real no Brasil para o período de janeiro de 2000 à fevereiro de 2010.	Os resultados do Modelo de Função de Transferência mostram uma relação inelástica de curto prazo. As variáveis não são cointegradas ao longo prazo.	Modelo de Função de Transferência.
2010. Food Price Volatility. C. L. Gilbert, and C. W. Morgan.	Analisar como o preço dos alimentos são explicados.	Existem evidências fracas de que a volatilidade dos preços dos grãos, em geral, pode estar aumentando, mas ainda é cedo para afirmar.	Modelo GARCH.

4) “*Transmissão Assimétrica de Preços: O Caso do Mercado de Etanol para Municípios Selecionados do Paraná*”, (PAVAN; BERNADELLI, 2018). Os autores utilizaram o Modelo *Autoregressive* com *Threshold* (TAR) e *Moment Autoregressive* com *Threshold* (MTAR) e concluíram que existe cointegração entre os preços do etanol no atacado e varejo, exceto no município de Cascavel. Alguns municípios

Tabela 3.2 – Apresentação do Ano, Título e Autor (es) do artigo, Objetivo, Conclusão e o Modelo Utilizado na Transmissão de Preços ou de Volatilidade.

Ano, Título, Autor (es)	Objetivo	Conclusão	Modelo Utilizado
2010. How to Understand High Food Prices. Christopher L. Gilbert.	Analisar como os preços dos alimentos são explicados.	Os booms dos preços agrícolas são melhores explicados por fatores comuns do que fatores específicos, como choques e oferta. O Investimento nos mercados futuros de produtos agropecuários é visto como principal canal por meio do qual os fatores macroeconômicos e monetários geraram a do preços dos alimentos.	Causalidade de Granger, Método do Mínimos Quadrados .
2011. Cross country mean and volatility spillover effects of food prices: multivariate GARCH Analysis. ALOM, Fardous et al.	Avaliar os efeitos médios e a repercussão da volatilidade na mudança dos preços dos alimentos entre vários países da Ásia, Pacífico incluindo os Estados Unidos.	Evidência fraca de efeito de retorno médio entre os mercados de alimentos selecionados, com fortes evidências de efeitos colaterais médios pelo USA. Em relação a Volatilidade, há efeitos consideráveis nos próprios países, e esses efeitos são altamente persistentes e não lineares.	Modelo BEKK.
2011. Emerging Linkages Between Price Volatilities in Energy and Agricultural Markets. BUSSE, Stefan et al.	Investigar o desenvolvimento da volatilidade nos preços de commodities agrícolas durante o episódio de preços altos de 2006 a 2008, concentrando-se em preços futuros de colza do <i>Marché International de France (MATIF)</i> .	Existe uma correlação crescente entre os retornos de colza e o preço do petróleo. Os preços de colza mostram alta sensibilidade aos choques e baixa e persistência nas volatilidades.	Modelos BEKK e DCC.
2011. Price Transmission and Volatility Spillovers in Food Markets. George Rapsomanikis.	Avaliar a persistência da volatilidade do preços dos alimentos e a média, e os efeitos da volatilidade entre os mercados mundiais e os mercados de países em desenvolvimento.	Os preços das commodities em geral, tanto no mercado interno como externo, tendem a ser processos não estacionários que são integrados de ordem um.	Modelo VEC, GARCH
2011. Rising Vulnerability in the Global Food System: Beyond Market Fundamentals. Adam Prakash and Christopher L. Gilbert.	Analisar que a volatilidade é tanto um caos como consequência da vulnerabilidade nos sistemas alimentares e na segurança alimentar.	Choques extremos que se manifestam a partir de uma complexidade de fontes estão tendo uma profunda na formação da paisagem agrícola. Essa complexidade aumenta a incerteza e está impulsionando a vulnerabilidade nos sistemas alimentares e, finalmente, na segurança alimentar.	Modelo VEC

Tabela 3.3 – Apresentação do Ano, Título e Autor (es) do artigo, Objetivo, Conclusão e o Modelo Utilizado na Transmissão de Preços ou de Volatilidade.

Ano, Título, Autor (es)	Objetivo	Conclusão	Modelo Utilizado
2012. Commodity Prices and Exchange Rate Volatility Lessons from South Africa's Capital-Account Liberalization. Rabah Arezki, Elena Dumitrescu, Andreas Freytag, and Marc Quintyn.	Examinar a relação entre a moeda Sul Africana e a volatilidade do ouro usando dados mensais para o período de 1980 a 2010.	Antes da liberalização da conta de capital a causalidade vai do moeda Sul Africana para a volatilidade do preço do ouro, mas a causalidade ocorre ao contrário no período pós-liberalização.	Causalidade de Granger, Modelo VEC e Cointegração de Johansen
2012. Taxa de Câmbio, Preços de Commodities e Exportações de Produtos Básicos nas Regiões Brasileiras. Michele Polline Veríssimo e Cleomar Gomes da Silva.	Investigar as relações entre taxa de câmbio, preços de commodities e exportações de produtos básicos nas regiões brasileiras a fim de verificar a existência e sinais da “doença holandesa” no período 2000 à 2010.	Resultados apontam alguma evidência de “doença holandesa” nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste. Há uma contribuição da taxa de câmbio real apreciada e dos altos preços das commodities.	Modelo VEC.
2013. Análise de Volatilidade e Transmissão de Preços entre os Mercados Internacionais de Petróleo e Soja. Mario Antonio Margarido e Frederico Araujo Turolla.	Analisar se a volatilidade é tanto uma causa como também consequência da vulnerabilidade nos sistemas alimentares e na segurança alimentar.	Choques extremos que se manifestam a partir de uma complexidade de fontes estão tendo uma profunda na formação da paisagem agrícola. Essa complexidade aumenta a incerteza e está impulsionando a vulnerabilidade nos sistemas alimentares e, finalmente, na segurança alimentar.	Modelo VEC.
2014. US dollar exchange rate and food price dependence: Implications for portfolio risk management. Juan C. Reboredo and Mikel Ugando.	Utilizar cópulas para estudar a relação ente a taxa de câmbio do dólar e os preços dos alimentos (milho,soja e arroz) no período de janeiro de 1998 a 2012.	Existe evidências de dependência alimentar positiva e fraca do USD e nenhuma dependência do mercado para milho, soja, e arroz.	Modelos ARMA, ARCH, GARCH e TGARCH.
2015. Assimetric Prices Volatility Transmission Between Food and Energy Markets: The Case of Spain.Fadi Abdelradi, and Teresa Serra.	Esclarecer o debate comida versus combustíveis estudando as relações de volatilidade de preços entre alimentos e preços dos biocombustíveis na Espanha.	Os resultados empíricos confirmam que existem efeitos bidirecionais e assimétricos entre esses dois preços.	Modelo VEC.
2011. Spillover Effects of World Oil Prices on Food Prices: Evidence for Asia and Pacific Coutries Fardous Alom, Bert Ward and Baiding Hu.	Investigar os efeitos médios e de volatilidade dos preços mundiais do petróleo sobre os preços dos alimentos no período de janeiro de 2005 a 30 de abril 2010.	Os preços mundiais do petróleo influenciam os preços dos alimentos dos países selecionados, tanto em média quanto na volatilidade.	Modelo BEKK.
2015. Price Volatility Spilloves Among Agricultural Commodity and Crude Oil Markets: Evidence from the Range-Based Estimator. Giray Gozgor and Cahit Memis.	Examinar os efeitos da volatilidade de preços entre os mercados futuros de petróleo bruto, soja, milho, trigo e açúcar no período de 01/01/2006 a 29/11/2013.	Existe expansão de volatilidade do petróleo bruto para os mercados de milho. Há também causalidade bidirecional entre milho e soja. Além disso, observa-se efeitos de volatilidade significativos dos mercados de e milho para o mercado de trigo.	Teste de Causalidade Granger-Wald

Tabela 3.4 – Apresentação do Ano, Título e Autor (es) do artigo, Objetivo, Conclusão e o Modelo Utilizado na Transmissão de Preços ou de Volatilidade.

Ano, Título, Autor (es)	Objetivo	Conclusão	Modelo Utilizado
2018. Interest Rate and the Volatility and Correlation of Commodity Prices. Joseph W. Gruber, and Robert J. Vigfusson.	Propor uma nova explicação para aumento observado na correlação dos preços das commodities na última década.	A volatilidade do preços atribuíveis a choques transitórios diminui com as taxas de juros.	Modelo GARCH em Paineis, Modelo de Fator Dinâmico
2017. Volatility Spillover of the Agriculture sector on the Nairobi Securities Exchange. Chuchu Michael Nyangasi and John Olu-kuru.	Investigar a existência e magnitude da volatilidade entre ações na Nairobi Securities Exchange (NSE): Agrícola, Financeiro, Comercial, Serviços e Indústria.	Com base nos resultados empíricos, os maiores efeitos da volatilidade é do setor comercial e de serviços para o amplo setor industrial. Existem efeitos significativos dos setores industriais e agrícolas para os setores financeiros, comercial e de serviços.	Modelo BEKK.
2018. Investigating Spillover Effects Between Foreign Exchange Rate Volatility and Commodity Price Volatility in Uganda. Lorna Katusiime.	Investigar os efeitos entre volatilidade do preço do petróleo e dos alimentos e a volatilidade de um importante indicador macroeconômico para a estabilidade financeira: a taxa de câmbio nominal do Shilling de Uganda por dólar dos EUA (UGX/USD).	Indicam baixo níveis de efeitos de volatilidade e interligação de mercado, exceto durante os períodos de crise.	Modelos VEC, DCC e CCC.
2019. What Drives Food Prices Volatility? Evidence Based on a Generalized VAR Approach Applied to the Food, Financial and Energy Markets. Slawomir Smiech, Monika Papież, Kamil Fijorek and Marek A. Dabrowski.	Investigar as fontes de volatilidade dos preços dos alimentos usando séries diárias para a volatilidade de futuros milho, soja, trigo, arroz, petróleo, dólar e SP500, no período de 4 de janeiro de 2000 a 1 de abril de 2017.	As medidas de efeitos de volatilidade mudam ao longo do tempo; a maior parte dos efeitos de volatilidade são observados dentro dos dois grupos de mercados: mercados de alimentos e mercados de não alimentares; mercado de é transmissor de volatilidade líquida.	Modelo VAR.

apresentaram transmissão assimétrica via Modelo TAR e os outros simétricos, mas relação ao Modelo MTAR todos foram simétricos.

- 5) “*Transmissão de Preços dos Insumos para a Carne Suína: Análise com Regime Switching de Markov*”, (MELZ et al, 2019). Os autores concluíram que a relação de longo prazo foi estimada com modelo de *Markov Switching Autoregressive* (MSA), com dois regimes. No curto prazo utilizou-se o Modelo VEC e concluíram que ocorre transmissão de preços do milho e soja para o suíno, especialmente no longo prazo.

Da mesma forma, encontrou-se pesquisas internacionais que abordaram o tema

transmissão de preços, como por exemplo:

- 6) “*Asymmetric Price transmission in the Chinese Pork and Pig Market*”, (DONG et al, 2018). Os autores utilizaram os modelos TAR e MTAR e concluíram que a análise empírica dos preços de suínos na China de junho de 1994 a junho de 2007 e de julho de 2007 a junho de 2016 revelaram uma relação de equilíbrio de longo prazo entre porco e preços dos suínos nos dois períodos.
- 7) “*Asymmetric Price Transmission Within the Argentinean Stock Market: an Asymmetric Threshold Cointegration Approach*”, (MIGHRI; MANSOURI, 2016). Os autores utilizaram o modelo TAR e MTAR e concluíram que, primeiro, quando o teste convencional de cointegração simétrica de Engle-Granger é usado, apenas as ações ALUA, EDN, TS e ERAR, no mercado de ações argentino, não são cointegradas com o índice geral de ações. Segundo, permitiu-se exibir uma quebra estrutural estatística na relação de longo prazo entre os preços. Terceiro, o mesmo problema é reexaminado usando técnicas de cointegração assimétrica. A primeira descoberta neste estudo é que as ações ALUA, BMA, FRAN, EDN, GGAL, APBR, COME, TECO2 e YPFD estão de fato cointegradas com o índice geral Merval. A segunda constatação é que apenas as ações da ALUA, BMA, EDN, GGAL e APBR, no mercado de ações argentino, se cointegram à Merval e estão de forma assimétrica. Quarto, a transmissão entre os preços das ações, no mercado de ações argentino, tem sido assimétrica no longo e no curto prazo. A análise de cointegração de limiar revela que, a longo prazo, a velocidade de ajuste das ações ALUA e GGAL é mais rápida quando o desvio do equilíbrio de longo prazo é positivo do que negativo.
- 8) “*Asymmetry Price Transmission in the Deregulated Rice Markets in Bangladesh: Asymmetric Error Correction Model*”, (ALAM et al, 2016). Os autores utilizaram *Asymmetric Error Correction Model* (AECM) e concluíram que os resultados mostram que os preços no atacado e varejo estão integrados no longo prazo. Os testes de exogeneidade estabeleceram uma causalidade unidirecional do preço de atacado ao preço de varejo, que é consistente com o modelo de precificação de margem de lucro. Os preços são descobertos no atacado e influenciam os ajustes

de preços de varejo. A assimetria de curto e longo prazo testa fortemente apoiar a noção de transmissão de preços assimétrica. Os resultados sugerem que os varejistas respondem mais rapidamente quando suas margens são reduzidas do que quando elas são expandidas.

- 9) “*Producer to Retailer Price Transmission in Cereal Markets of Ethiopia*”, (USMAN; HAILE, 2017). Os autores utilizaram *Asymmetric Error Correction Model* (AECM) e concluíram que os resultados indicam a existência de custos de transação grandes, com intermediários com poder de negociação ao longo da cadeia de valor de cereais na Etiópia, que poderiam levar a atrasos ou transmissão incompleta de preços. Isso indica a existência de margens de preço desprezíveis nos diferentes estágios da cadeia de valor de mercado que, por sua vez, indicam baixos custos de transação e processamento. Isso tem efeitos positivos na segurança alimentar e no bem-estar, tanto para consumidores quanto para produtores. No entanto, isso também significa que choques em qualquer estágio da cadeia de valor de mercado podem se transmitidos total e instantaneamente ao longo da cadeia de valor, afetando consumidores e produtores.
- 10) “*Price Transmission, Asymmetric Adjustment and Threshold Effects in the Cotton Supply Chain: A Case Study for Vidarbha, India*”, (SHRINIVAS; GÓMEZ, 2016). Os autores utilizaram o ATVECM (Modelo Vetorial de Correção de Erros com *Threshold* Assimétrico) e concluíram que os resultados relacionados à dinâmica de preços entre preços internacional e doméstico sugerem que o mercado de algodão da Índia está bem integrado aos mercados internacionais. Assim, os preços indianos e internacionais respondem rapidamente a restaurar seu equilíbrio de longo prazo em resposta a choques, com ou sem *thresholds* e/ou assimetrias no processo de ajuste. As estimativas do parâmetro ATVECM indicam que, no curto prazo, a passagem do preço doméstico para os agricultores, ou seja, preços de porta é maior quando os preços domésticos diminuem do que quando eles aumentam. Além disso, os cálculos sugerem que a perda para os agricultores decorrente da diminuição dos preço é maior que o ganho de um aumento no preço interno da mesma magnitude. O comportamento assimétrico de preços de porta, sugere que o processo de transmissão de preços provavelmente desvantagens aos produtores

de algodão de Vidarbha.

A seguir apresenta-se alguns artigos nacionais sobre transmissão de volatilidade.

- 1) “*Volatilidade e transmissão dos preços internacionais do trigo para os preços domésticos do trigo e derivados no Brasil*”, (REZENDE; OLIVEIRA NETO; SILVA, 2018). Para atingir o objetivo, os autores utilizaram testes estatísticos, como estatística descritiva, teste de raiz unitária de ADF (DICKEY-FULLER AUMENTADO)), teste de cointegração e aplicação do modelo autorregressivo de correção de erros. Como resultado, 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. Concluiu-se que são fortes as evidências de transmissão dos preços internacionais do trigo para os preços domésticos do trigo e derivados no Brasil.
- 2) “*Uma Análise da Transmissão de Volatilidade Entre Mercado dos EUA e América Latina Através de uma Modelagem DCC- Garch (correlação condicional dinâmica - heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada multivariada)*”, (ZANARDINI; DE LUCENA AIUBE, 2018). O Este estudo investiga as transmissões de volatilidades entre os índices *Standard Poor’s 500* (S&P 500) dos Estados Unidos e os índices IBOVESPA, Merval, IGBVL e IPSA, representando a América Latina, com o intuito de observar se um mercado desenvolvido afeta os em desenvolvimento. Sendo assim, o índice S&P 500 que é considerado um índice de referência global, possui grande relevância para o sistema financeiro e é de grande importância o conhecimento das transmissões para outros índices. Com base em uma modelagem DCC-GARCH e uma amostragem de dados diários dos últimos 10 anos foi observado a existência de correlação entre os índices avaliados.

Para os artigos internacionais que abordam o tema transmissão de volatilidade, destaca-se os seguintes:

- 3) “*Assimetric Prices Volatility Transmission Between Food and Energy Markets: The Case of Spain*”, (ADBELRADI; SERRRA, 2015). A proporção da produção agrícola que está sendo transformada em biocombustíveis vem crescendo em todo o mundo na última década. Isso estimulou o debate sobre comida versus combustível. Este artigo visa esclarecer essa questão estudando as relações de volatilidade entre os preços de alimentos e biocombustíveis na Espanha. Utilizou-se um modelo MGARCH assimétrico para avaliar *spillovers* de volatilidade entre a mistura de biodiesel e os preços refinados do óleo de girassol. Os resultados empíricos confirmam que existem *spillovers* de volatilidade bidirecional e assimétrica entre esses dois preços.
  
- 4) “*Investigating Spillover Effects between Foreign Exchange Rate Volatility and Commodity Price Volatility in Uganda*”, (KATUSIIME, 2019). Este estudo investiga o impacto das repercussões da volatilidade dos preços das commodities na estabilidade do setor financeiro. Especificamente, o estudo investiga os efeitos de transbordamento entre o preço do petróleo e da volatilidade dos alimentos e volatilidade de um indicador macroeconômico importante para a estabilidade financeira: o xelim nominal de Uganda por dólar dos Estados Unidos (UGX / USD). O *spillover* da volatilidade é examinado usando a abordagem GVAR (*Generalized Vector Autoregressive*) e as técnicas de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada multivariada (MGARCH), nomeadamente os modelos de correlação condicional dinâmica (DCC), correlação condicional constante (CCC) e correlação condicional variável (VCC). No geral, os resultados das técnicas GVAR e MGARCH indicam baixos níveis de repercussão da volatilidade e interconectividade do mercado, exceto durante períodos de crises, em que surtos de volatilidade entre mercados e interconexão de mercado aumentaram acentuadamente e acentuadamente. Especificamente, os resultados da análise MGARCH mostram que o modelo DCC produz os melhores resultados. Os resultados apontam para uma ampliação das correlações condicionais dinâmicas durante e após a crise financeira global (CGF), sugerindo um aumento na volatilidade e interdependência entre esses mercados após a crise financeira global. Isso também é confirmado pelos resultados do índice de transbordamento total, com base na

análise GVAR, que mostra transbordamentos de volatilidade baixos, mas variáveis no tempo, que se intensificaram durante períodos de alta incerteza e crises de mercado, particularmente durante os períodos de crise financeira global.

Diante dos artigos apresentados anteriormente, acredita-se que esse estudo é relevante, pois visa compreender empiricamente se a cotação do dólar influencia os preços dos alimentos no atacado e varejo, tanto no aspecto via transmissão de preços quanto via transmissão de volatilidade.

A seguir é apresentado a metodologia utilizada nesta pesquisa.

## 4 METODOLOGIA

No campo econométrico existe um conjunto de técnicas denominada de Análise de Séries Temporais que tem o objetivo de estudar o comportamento dos dados no tempo. Os dados podem ser observados em diferentes frequência do tempo, seja diariamente (preço de ações, relatórios meteorológicos), mensalmente (taxa de desemprego, IPC (Índice de Preço ao Consumidor), cotação do dólar), trimestralmente (PIB (Produto Interno Bruto)) ou com outras periodicidades.

Neste trabalho foram utilizados procedimentos ecométricos para verificar de que maneira empírica a influência da cotação do dólar nos preços dos alimentos no atacado e varejo, via transmissão de preços e de volatilidade. A ordem dos procedimentos foram os seguintes: para a transmissão de preços: Cointegração de Engle-Granger, Cointegração Assimétrica e Causalidade de Granger. Para a verificação da transmissão de volatilidade foi adotado o Modelo BEKK de Engle e Kroner, (1995) com parametrização de Kroner e Ng (1998).

### 4.1 FONTE DE DADOS

Os dados utilizados nesta pesquisa foram fornecidos pela CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento/Governo Federal/Brasil) para as séries temporais mensais dos preços médios dos alimentos no atacado, pelo IMB (Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos/Secretaria de Estado da Economia/Governo de Goiás) para as temporais mensais dos preços médios dos alimentos no varejo e pelo BCB (Banco Central do Brasil) para a série temporal da cotação mensal média da taxa de câmbio. Todos os dados são médias mensais do período 2008-2019. A partir de agora a cotação mensal média da taxa de câmbio será substituída apenas por cotação do dólar.

## 4.2 PROCESSOS ESTOCÁSTICOS

**Definição 4.2.1.** : *Seja  $T$  um conjunto arbitrário. Um processo estocástico é uma família  $Z = Z(t)$ ,  $t \in T$ , tal que, para cada  $t \in T$ ,  $Z(t)$  é uma variável aleatória.*

*Se o conjunto  $T$  for finito ou enumerável, como  $T = \{1, 2, \dots, N\}$  ou  $T = \mathbb{Z}$ , o processo diz-se como parâmetro discreto. se  $T$  for um intervalo do  $\mathbb{R}$  obtém-se um processo com parâmetro contínuo. No primeiro caso,  $Z(t)$  pode representar uma contagem, como por exemplo, o número de chamadas telefônicas que a uma central durante um período de duas horas. No segundo caso,  $Z(t)$  representa uma medida que varia continuamente, como temperaturas, preço de um ativo financeiro, altura das ondas e outros (MORETTIN; TOLOI, 2006).*

## 4.3 PROCESSOS ESTACIONÁRIOS

**Definição 4.3.1.** : *Um processo estocástico  $Z = \{Z(t), t \in T\}$  diz-se estritamente estacionário se todas as distribuições finito-dimensionais permanecem as mesmas sob translações no tempo, ou seja,*

$$F(z_1, \dots, z_n; t_1 + \tau, \dots, t_n + \tau) = F(z_1, \dots, z_n; t_1, \dots, t_n), \quad (4.3.1)$$

*para quaisquer  $t_1, \dots, t_n, \tau$  de  $T$ .*

Isto significa, em particular, que todas as distribuições unidimensionais são invariantes sob translações do tempo, logo a média  $\mu(t)$  e a variância  $Var(t)$  são constantes, isto é

$$\mu(t) = \mu, \quad Var(t) = \sigma^2, \quad (4.3.2)$$

para todo  $t \in T$ . Sem perda de generalidade, pode-se supor que  $\mu = 0$ ; caso contrário, considere o processo  $\{Z(t) - \mu\}$ .

Do mesmo modo, todas as distribuições bidimensionais dependem de  $t_2 - t_1$ . De fato  $y(t_1, t_2) = y(t_1 + t, t_2 + t)$ , fazendo  $t = -t_2$  tem-se que

$$y(t_1, t_2) = y(t_1 - t_2, 0) = y(\tau), \quad (4.3.3)$$

para  $\tau = t_1 - t_2$ . Assim,  $y(t_1, t_2)$  é uma função de um só argumento, no caso do processo ser estritamente estacionário. Fazendo  $t = -t_1$ , observa-se que na realidade  $\tau = t_1 - t_2$  é uma função de  $|t_1 - t_2|$ .

Genericamente, na equação (4.3.3) observa-se que os momentos de ordem  $n$  dependem apenas das diferenças  $|t_j - t_2|$  e são funções de  $n-1$  argumentos (MORETTIN; TOLOI, 2006).

**Definição 4.3.2.** : *Um processo estocástico  $Z = \{Z(t), t \in T\}$  diz-se fracamente estacionário ou estacionário de segunda ordem (ou em sentido amplo) se e somente se*

$$\begin{aligned} (i) \quad & E\{Z(t)\} = \mu(t) = \mu, \quad \text{constante, para todo } t \in T; \\ (ii) \quad & E\{Z^2(t)\} < \infty, \quad \text{para todo } t \in T; \\ (iii) \quad & y(t_1, t_2) = \text{Cov}\{Z(t_1), Z(t_2)\} \quad \text{é uma função de } |t_1 - t_2|. \end{aligned} \quad (4.3.4)$$

Nota-se que, se  $Z$  for *estritamente estacionário* como em (4.3.1), ele não necessitará ser *fracamente estacionário*, pois o item (ii) da equação (4.3.4) acima pode não estar satisfeita. Um processo  $Z$  tal que (ii) esteja satisfeita recebe o nome de um *processo de segunda ordem* (MORETTIN; TOLOI, 2006).

## 4.4 REGRESSÕES ESPÚRIAS

Muitas séries temporais possuem tendência e, portanto, na maioria dos casos, não é estacionária. O problema com dados não estacionários ou de tendência é que os procedimentos padrão de regressão realizado pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO) podem facilmente levar a conclusões incorretas, cuja principal característica é um elevado valor de coeficiente de determinação, e baixos valores no  $t$  estatístico e na estatística Durbin-Watson (que verifica o problema de autocorrelação), que apesar de parecerem significativos não terão nenhum significado econômico. Observa-se em muitos casos, valores muito altos de  $R^2$  (às vezes até maiores que 0,95) e valores muito altos

das Estatísticas- $t$ , enquanto que as variáveis utilizadas na análise não têm inter-relações. Muitas séries econômicas geralmente têm uma taxa de crescimento subjacente, que pode ou não ser constante; por exemplo, o PIB, os preços ou a oferta monetária tendem a crescer a uma taxa anual regular. Tais séries não são estacionárias, pois a média está aumentando continuamente; no entanto, elas também não são integradas, pois nenhuma das transformações podem torná-las estacionária. Isso dá origem a uma das principais razões que se usa os dados logaritmizados antes de submetê-los à análise econométrica formal fazendo com que se torne uma série estacionária após o uso dessa transformação. Na presença de não estacionariedade, os resultados obtidos de uma regressão desse tipo são totalmente espúrios a expressão introduzida por (Granger e Newbold, 1974), portanto, essas regressões são chamadas *Regressões Espúrias*, ou seja, a regressão de uma série contra outra possui uma relação positiva significativa se elas estão indo na mesma direção ou um significativo negativo se elas estão indo em direções opostas, embora de fato ambas não estejam relacionadas (ASTERIOU, 2011).

## 4.5 RAIZ UNITÁRIA

**Definição 4.5.1.** : Segundo Asteriou (2011). Uma série  $\{y_t\}$  é integrada de ordem um (denotado por  $y_t \sim I(1)$ ) e contém uma raiz unitária se  $\{y_t\}$  é não-estacionária mas, em primeira diferença série ( $\Delta y_t$ ) é estacionária.

Em geral, uma série temporal não-estacionária poderá ser diferenciada mais de uma vez antes de ficar estacionária. Quando uma série  $\{y_t\}$  se torna estacionária após um número  $d$  de diferenças, denota-se que as diferenças estão integradas na ordem  $d$ .

**Definição 4.5.2.** : Uma série  $\{y_t\}$  é integrada de ordem  $d$  (denotado por  $y_t \sim I(d)$ ) se é não-estacionária, mas a  $d$ -ésima diferença é estacionária  $d = 0, 1, 2, \dots$  (denotado por  $\Delta^d y_t$ ), quando  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  e  $\Delta^2 y_t = \Delta(\Delta y_t) = \Delta y_t - \Delta y_{t-1}$  e assim por diante. Portanto a integração de ordem  $d$  denotada por  $I(d)$  representa a quantidade de raízes unitárias que cada série possui, ou seja,  $I(0)$  possui nenhuma raiz unitária,  $I(1)$  possui uma raiz unitária e assim sucessivamente (ASTERIOU, 2011).

Pode-se resumir as informações acima utilizando a seguinte regra geral:

$$\begin{pmatrix} \text{Ordem de} \\ \text{integração.} \\ \text{da série} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \text{Número de diferenças} \\ \text{aplicadas a série até} \\ \text{se tornar estacionária.} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \text{Número} \\ \text{de raízes} \\ \text{unitárias.} \end{pmatrix}$$

#### 4.5.1 Testes para raízes unitárias

##### Teste Para a Ordem de Integração.

Um teste para a ordem de integração é um teste para o número de raízes unitárias e segue as seguintes etapas:

**Passo 1** - Testar  $\{y_t\}$  para verificar se é estacionária. Se sim, então  $y_t \sim I(0)$ . Se não, então  $y_t \sim I(n)$ ,  $n > 0$ .

**Passo 2** - Fazer a primeira diferença de  $\{y_t\}$  como  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ , e testar  $\Delta y_t$  para verificar se  $\{y_t\}$  é estacionária. Se sim, então  $y_t \sim I(1)$ . Se não, então  $y_t \sim I(n)$ ,  $n > 0$ .

**Passo 3** - Fazer a segunda diferença de  $\{y_t\}$  como  $\Delta^2 y_t = \Delta(\Delta y_t) = \Delta y_t - \Delta y_{t-1}$ , e testar  $\Delta^2 y_t$  para verificar se  $\{y_t\}$  é estacionária. Se sim, então  $y_t \sim I(2)$ . Se não, então  $y_t \sim I(n)$ ,  $n > 0$  e assim por diante até  $\{y_t\}$  ser estacionário, e então pare o processo. Por exemplo, se  $\Delta^3 y_t \sim I(0)$ , então  $\Delta^2 y_t \sim I(1)$ , e  $\Delta y_t \sim I(2)$ , e finalmente  $y_t \sim I(3)$ , o que significa que se deve diferenciar três vezes para que  $\{y_t\}$  se torne estacionária (ASTERIOU, 2011).

Em geral os testes para raízes unitárias utilizam os critérios de informação AIC (Critério de Informação de Akaike), BIC (Critério de Informação Bayesiano) e SBC (Critério Bayesiano Schwarz) (ASTERIOU, 2011).

#### 4.5.2 Teste DF (DICKEY-FULLER)

Dickey e Fuller (1979, 1981) desenvolveram um procedimento formal para testar a não estacionariedade. A principal ideia de seu teste, é que testar a não estacionariedade é equivalente testar a existência de raízes unitárias.

Considere o seguinte modelo autorregressivo

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (4.5.1)$$

onde  $y_0 = 0$ ,  $\phi$  é um número real, e  $\{u_t\}$  é uma sequência de variáveis aleatórias independentes possuindo Distribuição Normal com média 0 e variância  $\sigma^2$  ( $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$ ). O estimador de  $\phi$ , condicional a  $\{y_t\}$ , é estimado pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO).

A série temporal  $y_t$  converge (quando  $t \rightarrow \infty$ ) para uma série temporal estacionária se  $|\phi| < 1$ . Se  $|\phi| = 1$  a série temporal é não estacionária e a variância de  $y_t$  é  $t\sigma^2$ . A série temporal com  $\phi = 1$  muitas vezes é chamada de *passeio aleatório*. Se  $|\phi| > 1$ , a série temporal é não estacionária e a variância desta série cresce exponencialmente a medida que  $t$  aumenta (DICKEY; FULLER, 1979, 1981).

Considerando o modelo (4.5.1) é necessário examinar se  $\phi = 1$ , ou seja, possui raiz unitária. Logo, a hipótese nula é dada por  $H_0 : \phi = 1$ , e a hipótese alternativa é dada por  $H_1 : \phi < 1$ .

Uma versão diferente (mais conveniente) do teste pode ser obtida subtraindo  $y_{t-1}$  de ambos os lados da equação (4.5.1):

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= (\phi - 1)y_{t-1} + u_t \\ \Delta y_t &= (\phi - 1)y_{t-1} + u_t \\ \Delta y_t &= \gamma y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (4.5.2)$$

onde  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  e  $\gamma = (\phi - 1)$ . Deste modo, a hipótese nula é  $H_0 : \gamma = 0$  e a hipótese alternativa é  $H_1 : \gamma < 0$ , onde se  $\gamma = 0$  então  $y_t$  segue como um modelo de passeio aleatório puro (DICKEY; FULLER, 1979, 1981).

Dickey e Fuller (1979) também propuseram duas equações de regressão alternativas que podem ser usadas para testar a presença de uma raiz unitária. A primeira contém uma constante ( $\alpha_0$ ) no processo do passeio aleatório (que a priori é desconhecida e precisa ser estimada pelo MMQO), da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (4.5.3)$$

Este é um caso extremamente importante, porque esses processos exibem uma tendência definida na série em que ( $\gamma = 0$ ), que é frequentemente o caso de variáveis macroeconômicas.

No segundo caso a ideia é acrescentar uma tendência temporal não estocástica no modelo, para obter:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (4.5.4)$$

O teste DF para estacionariedade é então simplesmente o t-teste normal no coeficiente da variável dependente defasada  $y_{t-1}$  de um dos três modelos (Equações (4.5.2), (4.5.3) e (4.5.4)). Além disso, ( $\alpha_0 + \alpha_1$ ) são constantes a priori desconhecidas que precisam ser estimadas pelo MMQO (MACKINNON, 1991).

Esse teste, no entanto, não possui distribuição  $t$  convencional e, portanto, deve-se usar valores críticos especiais originalmente calculados por Dickey e Fuller (1979).

MacKinnon (1991) tabulou valores críticos apropriados para cada um dos três modelos discutido acima e estes são apresentados na Tabela (4.1) apresentada a seguir.

Em todos os casos, o teste é focado para testar  $\gamma = 0$ . A estatística do teste DF é a estatística- $t$  para a variável dependente defasada. Se o valor estatístico do DF for menor que o valor crítico, a hipótese nula de uma raiz unitária é rejeitada e conclui-se que  $\{y_t\}$  é um processo estacionário (MACKINNON, 1991).

Tabela 4.1 – Valores Críticos para o Teste de Dickey-Fuller (DF)

Modelo	1%	5%	10%
$\Delta y_{t-1} = \gamma y_{t-1} + u_t$	-2,56	-1,94	-1,62
$\Delta y_{t-1} = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + u_t$	-3,43	-2,86	-2,57
$\Delta y_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + u_t$	-3,96	-3,41	-3,13
Valores Críticos Padrão	-2,33	-1,65	-1,28

Valores críticos extraídos de MacKinnon (1991). Adaptado pelo autor.

### 4.5.3 Teste ADF (DICKEY-FULLER AUMENTADO)

Segundo Dickey e Fuller (1979 e 1981), Fuller (2009), o Teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) foi projetado para o caso em que as séries temporais possivelmente contém uma tendência linear  $\alpha_0 + \alpha_1 t$ , mas não se sabe a priori os valores de  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$ . Portanto, é necessário estimar  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  para testar se esses parâmetros são significativamente diferente de zero para testar a existência ou não de raízes unitárias. O procedimento de teste consiste em testes de regressões com três combinações diferentes do componente determinístico:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (4.5.5)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (4.5.6)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (4.5.7)$$

Note que a diferença entre as três regressões novamente consiste na presença de elementos determinísticos  $\alpha_0$  e  $\alpha_1 t$ . Os valores críticos para o Teste ADF são os mesmos para o Teste DF apresentados na Tabela (4.1).

Conforme Dickey e Fuller (1979 e 1981) existe um problema na determinação do número ideal de  $\rho$  para a variável dependente (onde  $\rho =$  quantidade de defasagens). Embora exista várias maneiras de escolher  $\rho$ , todos esses procedimentos são um tanto arbitrários, mas são sugeridas duas regras básicas:

- A frequência dos dados pode ser usada para decidir o valor de  $\rho$ . Por exemplo, se os dados são mensais, usa-se 12 defasagens, se são trimestrais, usa-se 4 defasagens e assim por diante.
- Um critério de informação pode ser usado para decidir o valor de  $\rho$ . Então, escolha um número de defasagens que minimiza o valor do critério de informação utilizado.

Observe que quando se assume  $\gamma = 0$  nessas equações, isso equivale à verificar a existência de uma raiz unitária. Os Testes ADF para as três equações acima (4.5.5), (4.5.6) e (4.5.7) contém os seguintes testes estatísticos:

- $\varpi_1$ : Uma “Estatística  $t$ ” para testar  $H_0: \gamma = 0$  contra  $H_1: \gamma < 0$  na equação (4.5.5).
- $\varpi_2$ : Uma “Estatística  $t$ ” para testar  $H_0: \gamma = 0$  contra  $H_1: \gamma < 0$  na equação (4.5.6).
- $\varpi_3$ : Uma “Estatística  $t$ ” para testar  $H_0: \gamma = 0$  contra  $H_1: \gamma < 0$  na equação (4.5.7).
- $\varpi_4$ : Uma *Estatística da Razão de Verossimilhança* para testar  $H_0: \alpha_0 = \gamma = 0$  contra  $H_1: H_0$  não é verdadeiro na equação (4.5.6).
- $\varpi_5$ : Uma *Estatística da Razão de Verossimilhança* para testar  $H_0: \alpha_1 = \gamma = 0$  contra  $H_1: H_0$  não é verdadeiro na equação (4.5.7).
- $\varpi_6$ : Uma *Estatística da Razão de Verossimilhança* para testar  $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \gamma = 0$  contra  $H_1: H_0$  não é verdadeiro na equação (4.5.7).

#### 4.5.4 Teste de Durbin-Watson

O Teste de Durbin-Watson (DW) é um dos teste mais utilizados dentro de uma modelagem inferencial que envolve o Teste de Estatística  $d$  calculado em relação aos resíduos (erros) dos modelos de regressão linear. O objetivo do Teste DW verificar a presença de autocorrelação no modelo. Um dos pressupostos que os modelos de regressão precisam atender, é o fato de não haver correlação entre os erros, ou seja, os erros são independentes sob a condição de normalidade. Neste sentido, existirá autocorrelação quando um termo de erro relacionado a qualquer das observações é influenciado pelo termo de erro de qualquer outra observação (DURBIN; WATSON, 1950).

Sejam  $\hat{e}_t$  os resíduos da regressão linear ajustada pelo Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO), então a Estatística  $d$  do Teste DW é dada por:

$$\text{Estatística } d = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^n \hat{e}_t^2}, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (4.5.8)$$

Durbin e Watson (1950) tabularam os valores para verificar a existência de autocorrelação entre as variáveis. Os valores calculados da Estatística  $d$  variam de 0 à

4 e utiliza a seguinte hipótese nula ( $H_0$ ): Não existe autocorrelação dos resíduos. Em geral, aceita-se  $H_0$  quando os valores da Estatística  $d$  estiverem entre 1,85 e 2,15. Caso os valores da Estatística  $d$  estejam abaixo de 1,85 rejeita-se  $H_0$  indicando que existe uma possível autocorrelação positiva e se os valores da Estatística  $d$  estiverem acima de 2,15, rejeita-se  $H_0$  indicando que existe uma possível autocorrelação negativa.

O Teste de DW é bastante utilizado quando se está estudando séries temporais desde de que as séries temporais sejam integradas de primeira ordem. Para séries temporais superiores a ordem um ( $I(1)$ ) outros testes são mais indicados (DURBIN; WATSON, 1950).

A seguir apresentamos os modelos para verificar a transmissão de preços utilizados nesta pesquisa.

## 4.6 TRANSMISSÃO DE PREÇOS

De acordo com Balcombe e Morrison (2002), a transmissão de preços está associada à teoria da Lei do Preço Único e o processo de transmissão de preços está fundamentado nas hipóteses em que o movimento de preços e o ajustamento integral resultam em transmissão completa em algum momento do tempo. Assim, as análises econométricas para verificar a existência de transmissão de preços buscam responder em que nível de mercado se originam as variações dos preços; como se dá a dinâmica, sentido, intensidade e velocidade desses ajustes; e se existe ou não assimetria de respostas, isto é, se as variações de preços são transmitidas de maneira assimétrica ou não entre os mercados.

A seguir é apresentado como o processo para verificar a existência de transmissão de preços é realizado através de diversas técnicas econométricas.

### 4.6.1 COINTEGRAÇÃO

O teste de cointegração é uma ferramenta utilizada para testar e analisar as relações de longo prazo entre várias séries temporais não estacionárias. De acordo para Asteriou (2011), o conceito de cointegração foi introduzido pela primeira vez por Granger (1981), e posteriormente por Phillips (1986 e 1987), Engle e Granger (1987),

Engle e Yoo (1987), Stock e Watson (1988), Phillips e Ouliaris (1990) e Johansen (1988, 1991 e 1995).

De acordo com Asteriou (2011), observa-se que séries temporais com tendência (principalmente séries temporais econômicas) podem causar problemas na econometria empírica devido a existência de regressões espúrias fazendo com que o trabalho econométrico se torne sem sentido. Uma transformação para resolver esse problema é diferenciar sucessivamente a série até que ela se torne estacionária e então utilizar um análise de regressão. Essa solução, no entanto, não é ideal, porque não apenas difere o processo de erro na regressão, mas também não oferece mais uma única solução de longo prazo.

Se duas variáveis não são estacionárias, pode-se representar o erro da regressão como uma combinação de dois processos de erros acumulados, (geralmente chamados de tendências estocásticas) no qual esperar-se que essa combinação produza outro processo de erro não estacionário. No entanto, no caso especial em que duas variáveis  $\{y_t\}$  e  $\{x_t\}$  estão realmente relacionadas, espera-se que elas se movam juntas e então as duas tendências estocásticas seriam muito parecidas uma com a outra e quando se combina essas variáveis juntas, espera-se ser possível encontrar uma combinação entre elas que elimina a não estacionariedade. Neste caso especial, se diz que as variáveis são cointegradas. A cointegração é um requisito primordial para qualquer série temporal com dados econômicos que não sejam estacionários. Se as variáveis não se cointegram, geralmente existe o problema de regressão espúria. Por outro lado, se as tendências estocásticas se anularem, então existe uma cointegração (ASTERIOU, 2011).

Em teoria a integração do mercado aumenta o bem estar econômico (BEKAERT; HARVEY, 2003). Sugere-se também que os investidores estrangeiros aumentarão os preços de oferta das ações locais que lhes proporcionam benefícios de diversificação. Ao fazer isso, o custo do capital deve diminuir, resultando em um aumento do investimento e o do bem estar econômico (BEKAERT ET AL, 2006). Da mesma forma, Rajan e Zingales (2003) concluem que a liberação ou a integração dos mercados levam ao mesmo desenvolvimento financeiro, onde a liberação é definida como um grau de abertura ao comércio e aos fluxos de capital. A renda do agricultor depende do preço de seus produtos e o comportamento dos preços estão relacionados às condições de oferta e

demanda, diretamente dependentes do nível de integração do mercado com o restante da economia e com os mercados maiores. Se um mercado local for segmentado de outros mercados da economia, qualquer aumento significativo na produção de uma commodity específica depreciaria o mercado local bem integrado a outros mercados do país, qualquer aumento na oferta de uma commodity é parcialmente transferido para outros mercados e o preço não seria depreciado.

O nível de integração dos mercados agrícolas é um determinante crítico da política de preços agrícolas nos países em desenvolvimento. E se os mercados agrícolas não estão integrados, qualquer escassez local de alimentos tenderá a persistir, pois mercados distantes (sem escassez) não poderão responder aos sinais de preços de tais mercados isolados. A falta de integração pode muitas vezes levar a escassez localizada de alimentos (DREZE; SEN, 1995).

Segundo Vollrath (2003), a vantagem comparativa explica por que as sociedades estão melhores quando os mercados espaciais se tornam mais unificados. Mercados nacionais mais abertos e integrados oferecem oportunidades para o comércio transfronteiriço adicional. Esse comércio permite que um país mude seu padrão de produção de tal maneira que, depois de exportar os bens que não deseja e importar os que gostaria, seus cidadãos possam consumir mais sem aumentar os recursos disponíveis. Como resultado, o movimento em direção a mercados mais integrados não apenas altera os padrões de produção e aumenta o comércio, mas aumenta a renda nacional nos países parceiros. Outros benefícios surgem porque o mercado mais integrado transmite e justifica a adoção de tecnologias mais rentáveis.

Como a integração espacial do mercado se refere a uma situação em que os preços de uma commodity em mercados espacialmente separados se movam juntos e os sinais de preços e informações são transmitidas sem problemas, a integração espacial do mercado pode ser avaliada em termos de uma relação entre os preços de mercados separados espacialmente. Os dados de fluxos comerciais de commodities agrícolas geralmente não estão disponíveis, mas os preços de commodities agrícolas comercializadas estão prontamente disponíveis e geralmente são consideradas como a informação mais confiável sobre o sistema de mercado nas economias em desenvolvimento, estudos de integração restringiram-se à interdependência dos preços dos mercados separados (GHOSH, 2011).

A importância da liberalização para os mercados de commodities agrícolas e os recentes avanços na econometria de séries temporais (a saber, raiz unitária e cointegração) geraram muito interesse entre os pesquisadores em investigar a integração espacial dos mercados de commodities em muitos países (AWOKUSE; BERNARD, 2007; DERCON, 1995; FACKLER; TASTAN, 2008).

#### 4.6.2 Séries Integradas

Considere um conjunto de duas variáveis  $\{y, x\}$  integradas de ordem 1 (ou seja,  $\{y, x\} \sim I(1)$ ) e suponha que haja um vetor  $\{\theta_1, \theta_2\}$  que fornece uma combinação linear de  $\{y, x\}$  que é estacionária, denotado por:

$$\theta_1 y_t + \theta_2 x_t = u_t \sim I(0) \quad (4.6.1)$$

então o conjunto de variáveis  $\{y, x\}$  é denominado de cointegração e o vetor de coeficientes  $\{\theta_1, \theta_2\}$  é denominado vetor de cointegração. Se o interesse é a relação de longo prazo para  $y_t$  tem-se:

$$y_t^* = \beta x_t \quad (4.6.2)$$

Pode-se observar que isso vem do método de cointegração, normalizando a equação (4.6.1) para  $y_t$  tem-se:

$$y_t = -\frac{\theta_2}{\theta_1} x_t + e_t \quad (4.6.3)$$

onde agora  $y_t^* = -(\theta_2/\theta_1)x_t$ , que pode ser interpretado como um termo de longo prazo ou valor de equilíbrio de  $y_t$  (condicionado aos valores de  $x_t$ ). Mais adiante é discutido esse ponto quando for introduzido o Modelo de Correção de Erros (MCE), (ENGLE; GRANGER, 1987).

Trabalhando no contexto de um sistema bivariado com no máximo um vetor de integração, Engle e Granger (1987) dão a definição formal de cointegração entre duas variáveis da seguinte forma:

**Definição 4.6.1.** : *As séries temporais são consideradas cointegradas na ordem  $d$ ,  $b$  onde  $d \geq b \geq 0$ , escrito como  $y_t, x_t \sim CI(d, b)$ , se:*

(a) *ambas as séries estiverem integradas de ordem  $d$ ;*

(b) *existe uma combinação linear dessas variáveis, ou seja,  $\beta_1 y_t + \beta_2 x_t$  que é integrada de ordem  $d - b$ . O vetor  $\beta_1, \beta_2$  é chamada de vetor de cointegração ou vetor cointegrado.*

Uma generalização direta da definição (4.6.1) para o caso de  $n$  variáveis é dado da seguinte forma:

**Definição 4.6.2.** : *Se  $z_t$  denota um vetor ( $n \times 1$ ) das séries  $z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{nt}$  e:*

(a) *cada  $z_{it}$  é  $I(d)$ ;*

(b) *existe um vetor  $\beta$  ( $n \times 1$ ) tal que  $z_t' \beta \sim I(d - b)$ , então  $z_t' \sim CI(d, b)$ .*

Para a econometria, o caso mais interessante em que a série transformada com o uso do vetor cointegrante, fica estacionária, isto é, quando  $d = b$ , e o coeficiente de cointegração pode ser identificado como parâmetros no relacionamento de longo prazo entre as variáveis.

Quando existem variáveis não estacionárias em um modelo de regressão, pode-se obter resultados espúrios. Então, se  $y_t$  e  $x_t$  são ambos  $I(1)$ , e ao regressar

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t \quad (4.6.4)$$

geralmente não se obtém estimativas satisfatórias de  $\beta_1$  e  $\beta_2$ .

Uma maneira comumente utilizada para resolver esse problema é diferenciar os dados para garantir a estacionariedade das variáveis. Após a diferenciação  $\Delta y_t \sim I(0)$  e  $\Delta x_t \sim I(0)$ , logo o modelo de regressão é dado por:

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \Delta x_t + \Delta u_t \quad (4.6.5)$$

Neste caso, o modelo de regressão pode nos dar estimativas corretas dos parâmetros  $\hat{a}_1$  e  $\hat{a}_2$  e o problema de regressão espúria estaria resolvido. No entanto, o que se

tem da equação (4.6.5) é apenas o relacionamento de curto prazo entre as duas variáveis, pois o relacionamento de longo prazo é dado por:

$$y_t^* = \beta_1 + \beta_2 x_t \quad (4.6.6)$$

$\Delta y_t$  certamente não nos fornece informações sobre o comportamento de longo prazo desse modelo. Sabendo que a área da Economia tem interesse principalmente em relacionamentos de longo prazo, isso constitui um grande problema, e o conceito de cointegração e o uso do Modelo de Correção de Erros (MCE) são muito úteis para resolver isso (ASTERIOU, 2011).

Como  $y_t$  e  $x_t$  são ambos  $I(1)$  na equação (4.6.4). Observe um caso especial de que existe uma combinação linear de  $y_t$  e  $x_t$  (isto é  $I(0)$ ), então  $y_t$  e  $x_t$  são cointegrados. Neste caso, a regressão da equação (4.6.4) não é mais espúria e também fornece uma combinação linear dessas variáveis da seguinte forma:

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 x_t \quad (4.6.7)$$

que conecta  $y_t$  e  $x_t$  a longo prazo (ENGLE; GRANGER, 1987).

### 4.6.3 Modelo de Correção de Erros (MCE)

Se  $y_t$  e  $x_t$  são cointegrados, por definição  $\hat{u}_t \sim I(0)$ . Então a relação entre  $y_t$  e  $x_t$  pode ser expressado com um Modelo de Correção de Erros (MCE) da seguinte maneira:

$$\Delta y_t = a_0 + b_1 \Delta x_t - \pi \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (4.6.8)$$

que agora tem a vantagem de incluir informações de longo e curto prazo. Neste modelo,  $b_1$  é um multiplicador de impacto (efeito de curto prazo) que mede o impacto imediato que uma mudança em  $x_t$  terá sobre uma mudança em  $y_t$ . Por outro lado,  $\pi$  é o efeito de realimentação, ou o efeito de ajuste e mostra quanto do desequilíbrio está sendo corrigido e até que ponto qualquer desequilíbrio no período anterior afeta qualquer

ajuste em  $y_t$ . Sabe-se que  $\hat{u}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 x_{t-1}$ , e portanto, a partir dessa equação  $\beta_2$  é também a resposta a longo prazo (observe que essa equação é estimada pela equação (4.6.5)) (ENGLE; GRANGER, 1987).

A equação (4.6.8) agora enfatiza a abordagem básica da cointegração e do Modelo de Correção de Erros (MCE). O problema de regressão espúria surge quando se usa dados não estacionários, mas na equação (4.6.5) tudo é estacionário, a mudança em  $y_t$  e  $x_t$  serem estacionárias é porque são assumidas como variáveis  $I(1)$  e os níveis residuais da regressão na equação (4.6.7) é também estacionário, pela suposição de cointegração. Portanto, a equação (4.6.8) está totalmente de acordo com o conjunto de suposições sobre o modelo de regressão linear e o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO) devem ter bom desempenho (ENGLE; GRANGER, 1987).

Segundo Engle e Granger (1987), vale enfatizar que o Modelo de Correção de Erros (MCE) se destaca em relação aos demais modelos por quatro fatores.

- (1) É um modelo conveniente que mede a correção do desequilíbrio do período anterior, que tem uma implicação econômica muito boa.
- (2) Se existe cointegração entre as variáveis, os MCEs são formulados em termos das primeiras diferenças, que normalmente eliminam tendências das variáveis envolvidas e resolvem o problema de regressão espúrias.
- (3) A facilidade de como se pode encaixar a abordagem geral dos MCEs à modelagem específica econométrica.
- (4) Uma característica importante do MCE vem do fato de que o termo de erro de desequilíbrio é uma variável estacionária (por definição) de cointegração. Por esse motivo, o MCE tem implicações importantes. Por exemplo: se duas variáveis são cointegradas implica que existe um processo de ajuste que impede que os erros no relacionamento de longo prazo se torne cada vez maior.

Conforme Engle e Granger (1987), os conceitos de cointegração e o modelo de Correção de Erros (MCE) são intimamente relacionados. Para compreender o ECM, apresenta-se primeiro uma reparametrização conveniente do modelo geral linear de

Defasagem Autorregressiva Distribuída (ARDL). Considere o modelo ARDL dinâmico que descreve o comportamento de  $y$  em termos de  $x$  da seguinte forma:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + u_t \quad (4.6.9)$$

onde o resíduo  $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ . Onde (iid = independente e identicamente distribuído)

Neste modelo, o parâmetro  $\gamma_0$  indica a relação de curto prazo de  $y_t$  após uma alteração em  $x_t$ . O efeito de longo prazo é dado quando o modelo está em equilíbrio, onde:

$$y_t^* = \beta_0 + \beta_1 x_t^* \quad (4.6.10)$$

e por simplicidade assuma que:

$$\begin{aligned} x_t^* &= x_t = x_{t-1} = x_{t-2} = \dots = x_{t-p} \\ y_t^* &= y_t = y_{t-1} = y_{t-2} = \dots = y_{t-p} \end{aligned}$$

Logo, tem-se que:

$$\begin{aligned} y_t^* &= a_0 + a_1 y_t^* + \gamma_0 x_t^* + \gamma_1 x_t^* + u_t \\ y_t^*(1 - a_1) &= a_0 + x_t^*(\gamma_0 + \gamma_1) + u_t \\ y_t^* &= \frac{a_0}{1 - a_1} + x_t^* \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - a_1} + u_t \\ y_t^* &= \beta_0 + \beta_1 x_t^* + u_t \end{aligned} \quad (4.6.11)$$

Portanto a elasticidade a longo prazo entre  $y$  e  $x$  é capturado por  $\beta_1 = (\gamma_0 + \gamma_1)/(1 - a_1)$ . Aqui, é necessário fazer a suposição de que  $a_1 < 1$  para que o modelo de curto prazo na equação (4.6.9) converge para uma solução de longo prazo.

Então, pode-se derivar o MCE, que é uma reparametrização do modelo original da equação (4.6.9):

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= y_0 \Delta x_t - (1-a)[y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}] + u_t \\ \Delta y_t &= y_0 \Delta x_t - \pi[y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}] + u_t\end{aligned}\quad (4.6.12)$$

#### 4.6.4 Cointegração de ENGLE-GRANGER

Granger (1981) introduziu uma ligação notável entre processos não estacionários e o conceito de equilíbrio de longo prazo. Engle e Granger (1987) formalizaram ainda mais esse conceito introduzindo um teste muito simples para a existência de cointegração (ou seja, equilíbrio de longo prazo).

Para entender essa abordagem (que geralmente é chamada de abordagem de Engle-Granger (EG)), considere duas séries,  $\{y_t\}$  e  $\{x_t\}$  e os seguintes casos:

(a) Se  $y_t \sim I(0)$  e  $x_t \sim I(1)$ , então todas as combinações lineares dessas duas séries

$$\theta_1 y_t + \theta_2 x_t \quad (4.6.13)$$

resulta em uma série que é  $I(1)$  ou não estacionária. Isso acontece porque o comportamento da série  $I(1)$  domina o comportamento de  $I(0)$ .

(b) Se ambos  $y_t$  e  $x_t$  são  $I(1)$ , então, em geral, qualquer combinação linear das duas séries é dada por:

$$\theta_1 y_t + \theta_2 x_t \quad (4.6.14)$$

também é  $I(1)$  ou não estacionária. No entanto, embora esse seja o caso mais provável, há exceções a esta regra, e pode-se descobrir em casos raros que existe uma combinação única da série, como na equação (4.6.14) que a torne  $I(0)$ . Se for esse o caso, se diz que  $y_t$  e  $x_t$  são cointegradas de ordem (1, 1).

O problema é como estimar os parâmetros da relação de equilíbrio de longo prazo e verificar se existe ou não cointegração. Engle e Granger (1987) propuseram um método direto que envolve quatro etapas.

**Etapa 1** - Testar as Variáveis para sua Ordem de Integração

Por definição, a cointegração exige que as variáveis sejam integradas de mesma ordem. Portanto, o primeiro passo é testar cada variável para determinar sua ordem de integração. Os testes (DF) e (ADF) podem ser aplicados para inferir o número de raízes unitárias (se houver) em cada uma das variáveis. Pode-se diferenciar três casos que nos levará ao próximo passo ou sugerirá parar:

(a) se ambas as variáveis são estacionárias ( $I(0)$ ), não é necessário prosseguir, uma vez que o padrão dos métodos de séries temporais se aplicam a variáveis estacionária (em outras palavras, pode-se aplicar a análise de regressão clássica);

(b) se as variáveis são integradas de ordem diferente, é possível concluir que elas não são cointegradas; e

(c) se ambas as variáveis forem integradas de mesma ordem, o processo passa para a etapa 2.

**Etapa 2** - Estimar o Relacionamento de Longo Prazo (Possível Cointegração)

Se os resultados da etapa 1 indicam que ambos  $y_t$  e  $x_t$  são integradas de mesma ordem (geralmente em economia,  $I(1)$ ), o próximo passo é estimar a relação de equilíbrio de longo prazo da seguinte forma:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + e_t \quad (4.6.15)$$

e obtenha os resíduos dessa equação.

Se não houver cointegração, os resultados obtidos são espúrios. No entanto, se as variáveis são cointegradas, a regressão pelo (MMQO) produz estimadores "super consistentes" para o parâmetro de cointegração  $\beta_2$ .

**Etapa 3** - Verificar a Ordem de Integração dos Resíduos

Para determinar se as variáveis estão de fato cointegradas, denote o valor residual

da sequência  $\hat{e}_t$  estimada da equação (4.6.15), com isso,  $\hat{e}_t$  é a série dos resíduos estimados do relacionamento de longo prazo. Se esses desvios do equilíbrio de longo prazo forem encontrados estacionário, então  $y_t$  e  $x_t$  são cointegrados.

Realiza-se um teste (ADF) nas séries residuais para determinar sua ordem de integração. A forma do teste (ADF) é dado por:

$$\Delta\hat{e}_t = a_1 + \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \hat{e}_{t-1} + \nu_t \quad (4.6.16)$$

Observe que, como  $\hat{e}_t$  é um resíduo que não inclui uma constante ou tendência temporal. Os valores críticos diferem dos valores padrões do teste (ADF), sendo mais negativos (geralmente em torno de  $-3,5$ ). Os valores críticos são os fornecidos na Tabela (4.2) apresentada na etapa 4 a seguir.

Se  $\hat{e}_t \sim I(0)$ , rejeita-se a hipótese nula ( $H_0$ ) de que as variáveis  $y_t$  e  $x_t$  não são cointegradas.

#### **Etapa 4 - Estimar o MCE**

De acordo com Engle e Granger(1987), se as variáveis são cointegradas, os resíduos de regressão de equilíbrio pode ser utilizado para estimar o MCE e analisar os efeitos a longo e curto prazo da variável capaz de ver o coeficiente de ajuste, que é o coeficiente dos termos residuais defasados da relação de longo prazo identificados na etapa 2. A equação geral para estimar o MCE é dada por:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{n-1} a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{m-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} - \pi \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.6.17)$$

O mais importante aqui é a interpretação de  $\pi$ , onde  $\pi$  é a correção dos coeficientes de erros e também é chamado de coeficiente de ajuste. De fato,  $\pi$  nos diz quanto do ajuste ao equilíbrio ocorre em cada período, ou quanto do valor do erro de equilíbrio é corrigido. Considere os seguintes casos:

(a) Se  $\pi = 1$ , 100% do ajuste ocorre dentro de um determinado período, ou o ajuste é instantâneo e completo.

(b) Se  $\pi = 0,5$ , 50% do ajuste ocorre em cada período.

(c) Se  $\pi = 0$ , então não há ajuste e afirmar que  $Y_t^*$  é a parte de longo prazo de  $Y_t$  não faz mais sentido.

No final, a adequação do modelo deve ser verificado através da realização de testes de diagnósticos (GRANGER 1981; ENGLE; GRANGER, 1987).

Tabela 4.2 – Valores Críticos para o teste que não inclui uma constante ou tendência temporal.

Modelo	1%	5%	10%
sem atrasos (Teste DF)	-4,07	-3,37	-3,3
atrasos (Teste ADF)	-3,73	-3,17	-2,91

Valores críticos extraídos de Asteriou (2011). Adaptado pelo autor.

É importante notar que os valores críticos para o teste de cointegração (o teste (ADF) nos resíduos) não é o mesmo que o valores críticos padrão do teste (ADF) usados para testar a estacionariedade. De fato, para ter conclusões mais robustas quanto à evidência de cointegração, os valores críticos são mais negativos que os do teste (ADF) padrão. Engle e Granger (1987) realizaram suas próprias simulações através do Método de Monte Carlo para obter os valores críticos para o teste de cointegração. Esses valores são mostrados na tabela (4.2). Existem dois conjuntos de valores críticos: o primeiro é para testar termos variáveis dependentes sem atraso no termo de aumento (ou seja, para o teste (DF)); e o segundo é para incluir variáveis dependentes defasadas (isto é, teste (ADF)) (ASTERIOU, 2011).

#### 4.6.5 CAUSALIDADE DE ENGLE-GRANGER

Segundo Granger (1969), a causalidade de Granger é diferente do conceito no uso diário, refere-se à capacidade de uma variável prever a outra. Suponha-se que duas variáveis  $y_t$  e  $x_t$ , afetem uma à outra com atrasos distribuídos. O relacionamento entre essas variáveis pode ser capturado por um modelo VAR. Nesse caso, é possível afirmar que:

- (a)  $y_t$  causa  $x_t$ ;
- (b)  $x_t$  causa  $y_t$ ;

- (c) existe uma relação bidirecional entre as variáveis (causalidade entre as variáveis);
- (e) as duas variáveis são independentes.

O problema é encontrar um procedimento apropriado que nos permite testar e detectar estatisticamente a relação de causa e efeito entre as variáveis.

Granger (1969) desenvolveu um teste relativamente simples que definiu a causalidade da seguinte forma:

- diz-se que a variável  $y_t$  causa Granger em  $x_t$  se  $x_t$  pode ser previsto com maior precisão usando valores passados da variável  $y_t$  ao invés de não usar esses valores passados, onde todos os outros termos permanecem inalterados.

O Teste de Causalidade de Granger pode ser usado como um teste para determinar se uma variável é exógena. Isto é, se nenhuma variável em um modelo afeta uma variável particular, então ela pode ser vista como variável exógena.

O Teste de Causalidade de Granger para o caso de duas variáveis estacionárias  $y_t$  e  $x_t$  envolve como um primeiro passo, a estimação do seguinte modelo VAR:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (4.6.18)$$

$$x_t = a_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + e_{2t} \quad (4.6.19)$$

onde se assume que  $u_{yt}$  e  $u_{xt}$  são os termos de erro de Ruído Branco (RB), segue que  $(e_{1t})$  e  $(e_{2t})$  também são termos de Ruído Branco (RB) como visto anteriormente. Neste modelo pode-se ter os seguintes casos diferentes (GRANGER, 1969):

**Caso 1** - Os termos atrasados de  $x$  na equação (4.6.18) podem ser estatisticamente diferentes de zero como um grupo, e o termos atrasados de  $y$  na equação (4.6.19) não são estatisticamente diferentes de zero. Neste caso,  $x_t$  causa  $y_t$ .

**Caso 2** - Os termos atrasados de  $y$  na equação (4.6.19) podem ser estatisticamente diferentes de zero como um grupo, e o termos atrasados de  $x$  na equação (4.6.18) não são estatisticamente diferentes de zero. Neste caso,  $y_t$  causa  $x_t$ .

**Caso 3** - Ambos os termos de  $x$  e  $y$  são estatisticamente diferentes de zero nas equações (4.6.18) e (4.6.19), para que haja uma causalidade bidirecional (ou seja,  $x_t$  causa  $y_t$  e  $y_t$  causa  $x_t$ ).

**Caso 4** - Ambos os termos de  $x$  e  $y$  não são estatisticamente diferentes de zero nas equações (4.6.18) e (4.6.19) de modo que  $x_t$  é independente de  $y_t$ .

Conforme Granger (1969), o Teste de Causalidade de Granger envolve os seguintes procedimentos:

**Passo 1** - Estimar o modelo VAR dado pelas equações (4.6.18) e (4.6.19).

**Passo 2** - Verificar o significado dos coeficientes e aplicar testes de exclusão da variável, primeiramente nos termos defasados de  $x_t$  para a equação (4.6.18), e em seguida, nos termos defasados de  $y_t$  na equação (4.6.19).

**Passo 3** - De acordo com os resultados dos testes de exclusão de variáveis, pode-se chegar a uma conclusão sobre a direção de causalidade com base nos quatro casos mencionados anteriormente.

De forma mais analítica, e utilizando a equação (4.6.18), se realiza os seguintes procedimentos:

**Etapa 1** - Regredir  $y_t$  em termos defasados de  $y$  da seguinte maneira:

$$y_t = a_1 + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (4.6.20)$$

e obter a Soma dos Quadrados dos Resíduos ( $SQR$ ) dessa regressão (restrita) e denotá-la por ( $SQR_R$ ).

**Etapa 2** - Regredir  $y_t$  em termos defasados de  $y$  mais os termos defasados de  $x$  da seguinte maneira:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (4.6.21)$$

e obter a Soma dos Quadrados dos Resíduos ( $SQR$ ) dessa regressão (irrestrita) e denotá-la por ( $SQR_U$ ).

**Etapa 3** - Defina as hipóteses nula ( $H_0$ ) e alternativa ( $H_1$ ) da seguinte forma:

$$H_0 : \sum_{t=1}^n \beta_t = 0 \quad \text{ou} \quad x_t \text{ não causa } y_t$$

$$H_1 : \sum_{t=1}^n \beta_t \neq 0 \quad \text{ou} \quad x_t \text{ causa } y_t$$

**Etapa 4** - Calcular a estatística  $F$  para o teste de Wald normal com restrições de coeficiente dado por:

$$F = \frac{\frac{SQR_R - SQR_U}{m}}{\frac{SQR_U}{n - k}}$$

que segue uma distribuição  $F_{m,n-k}$ . Aqui  $k = m + n + 1$ .

**Etapa 5** - Se o valor calculado da estatística  $F$  exceder o valor crítico da estatística  $F$ , rejeita-se  $H_0$  e conclui-se que  $x_t$  causa Granger  $y_t$ .

De modo análogo, o mesmo procedimento pode ser usando na equação (4.6.19).

#### 4.6.6 NÚMERO APROPRIADO DE ATRASOS OU DEFASAGENS

Um dos problemas enfrentados em qualquer modelo estimado é saber se os dados estão bem ajustados. Adicionar atrasos ou defasagens adicionais ao modelo estimado reduz a Soma dos Quadrados dos Resíduos ( $SQR$ ) estimados. No entanto, a adição de tais atrasos ou defasagens implica na estimativa adicional de coeficientes e uma perda associada de graus de liberdade. Além disso, a inclusão de coeficientes reduzirão o desempenho da previsão do modelo ajustado. Existem vários modelos para definir os critérios de seleção que compensam uma redução na Soma dos Quadrados dos Resíduos ( $SQR$ ) por um período mais parcimonioso (ENDERS, 2015).

Os dois critérios de seleção mais comuns para estimar o tempo de atraso ou defasagem ideal para um modelo VAR são os Critério de Informação Akaike (AIC) e o Critério Bayesiano Schwarz (SBC) que utilizam um modelo de regressão com vários atrasos ou defasagens e assim vai reduzindo-as gradativamente até que os valores de AIC e SBC sejam minimizado. Além disso, as verificações de diagnóstico usuais precisam

ser feitas, para garantir que o modelo VAR esteja bem especificado. Em particular, o Teste de Breusch-Godfrey (BG), também conhecido como Teste LM (Multiplicador de Lagrange) para autocorrelação precisa ser verificado (o Teste de Durbin-Watson (DW) não pode ser usado como um modelo VAR, pois contém variáveis dependentes atrasadas ou defasadas). Se houver evidência de autocorrelação, maiores atrasos ou defasagens precisam ser adicionados até a autocorrelação ter sido removida, ou seja, é possível obter uma estrutura de resíduos bem comportados, isto é, estacionários (ENDERS, 2015).

O Critério de Informação Akaike (AIC) e o Critério Bayesiano Schwarz (SBC) podem ser calculados da seguinte forma:

$$AIC = T \ln(\text{soma dos resíduos ao quadrado}) + 2n$$

$$SBC = T \ln(\text{soma dos resíduos ao quadrado}) + n \ln(T)$$

onde  $n$  = número de parâmetros estimados mais um possível termo constante.

$T$  = número de observações utilizadas.

Quando se utiliza um modelo usando variáveis atrasadas ou defasadas, algumas observações são perdidas. Para comparar os modelos alternativos,  $T$  deve ser mantido fixo. Caso contrário, estará comparando o desempenho dos modelos em diferentes períodos amostrais. Além disso, diminuir  $T$  tem um efeito direto de reduzir  $AIC$  e  $SBC$ , o objetivo não é selecionar um modelo porque possui o menor número de observações utilizadas. O ideal é que o  $AIC$  e  $SBC$  sejam os menores possíveis (observe que ambos podem ser negativos). A medida que o ajuste do modelo for aprimorado, o  $AIC$  e  $SBC$  se aproximarão de  $-\infty$ . Pode-se usar esses critérios para ajudar na seleção do modelo mais apropriado, ou seja, diz-se que o modelo  $A$  se encaixa melhor que o modelo  $B$  se  $AIC$  (ou  $SBC$ ) para o modelo  $A$  é menor que para o modelo  $B$  (ENDERS, 2015).

## 4.7 ASSIMETRIA

A principal teoria para se estudar a TAP (Transmissão Assimétrica de Preços) é a Lei do Preço Único (LPU), a qual admite, por pressuposto, o mercado integrado e concorrencial (MARSHALL, 1985). Isso permite que os bens, em distintos mercados, tenham o mesmo preço, após a equalização, principalmente, dos custos de transportes e dos custos com impostos. No longo prazo, esta interação de mercado fará com que bens idênticos, no mesmo nível de mercado, sejam vendidos ao mesmo preço em diferentes regiões. A LPU está ligada ao processo de arbitragem, responsável pela busca do equilíbrio dos preços entre os diferentes mercados regionais, confirmando, assim, a premissa de integração de mercado, conforme explicam Krugman e Obstfeld (2007). Dentro do agronegócio as atividades agropecuárias estão sujeitas há muitas incertezas e riscos, a busca por dados sobre o comportamento, a dinâmica e a transmissão dos preços é fundamental para todos os elos da cadeia (CAETANO; FIGUEIREDO; OLIVEIRA NETO, 2019).

### 4.7.1 Modelo TAR (*THRESHOLD AUTORREGRESIVE*)

Quando os resultados de uma série temporal de preços tem raiz unitária, a relação de longo prazo pode ser apresentado da seguinte forma:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \mu_t \quad (4.7.1)$$

Neste caso,  $Y_t$  (variável dependente) seria a série temporal dos preços dos alimentos e  $X_t$  (variável independente) a série temporal da cotação do dólar. Quando os dados da série temporal sobre os dois preços não são estacionários, a estimativa usando o método dos mínimos quadrados ordinários (MMQO) pode resultar em regressão espúria. De acordo com Engle e Granger (1987), quando um resíduo  $\mu_t$  fornecido pela estimativa é estacionário, o resultado estimado não é espúrio, mas representa relações verdadeiras.

Considere o seguinte modelo:

$$\Delta\mu_t = \rho_1\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^T \gamma_i \Delta\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.7.2)$$

Onde  $T$  é o comprimento do atraso e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro que segue o comportamento de um ruído branco.

O ajustamento da série de resíduos do período anterior para o período atual é expresso em relação a  $\rho_1\mu_{t-1}$  e significa que o processo de ajuste de preços da TAP no mercado é assumido como simétrico contra quaisquer choques exógenos.

Se um processo de ajuste de preços é assimétrico, o Modelo TAR, proposto por Engle e Granger (1987) e generalizado por Enders e Siklos (2001), precisa ser utilizado para evitar uma estimativa viesada. Neste modelo, o teste de cointegração é realizado pela (4.7.3) ao invés da equação (4.7.2)

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^T \gamma_i\Delta\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.7.3)$$

Onde:

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{se } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{se } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4.7.4)$$

onde  $I_t$  é denominado de indicador de *Heaviside* e a definição é mostrada na equação (4.7.4).

Suponha que  $\mu_{t-1}$  é maior que o *threshold* (limite ou limiar)  $\tau$ , o ajuste desse período é observado em  $\rho_1\mu_{t-1}$ . Se  $\mu_{t-1}$  é menor que o limite  $\tau$ , o ajuste desse período é observado em  $\rho_2\mu_{t-1}$ . Quando  $\rho_1 = \rho_2$ , isso significa que o processo de ajuste é simétrico e, neste caso, a equação (4.7.3) também pode ser representada pela equação (4.7.2).

Na equação (4.7.3), a condição necessária e suficiente para que a série de resíduos seja estacionária pode ser verificada pela seguinte equação:

$$\rho_1 < 0, \quad \rho_2 < 0, \quad (1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1 \quad (4.7.5)$$

#### 4.7.2 Modelo MTAR (*MOMENT THRESHOLD AUTORREGRESIVE*)

O Modelo MTAR pode ser expresso da seguinte forma:

$$\Delta\mu_t = M_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - M_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^T \gamma_i\Delta\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.7.6)$$

Onde:

$$M_t = \begin{cases} 1, & \text{se } \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{se } \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4.7.7)$$

Os Modelo TAR e MTAR se diferenciam apenas por suas funções indicadoras  $I_t$  e  $M_t$ . Na equação (4.7.5), a hipótese nula ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) sob nenhuma existência de cointegração, pode ser examinada através do Teste F modificado por Engle e Siklos (2001) e Wane et al. (2004). Se houver cointegração, o Teste F-normal pode ser usado para examinar a hipótese nula sobre o ajuste simétrico do processo ( $\rho_1 = \rho_2$ ).

Muitos estudos utilizam o valor do *threshold* ( $\tau$ ) como igual a zero. No caso em que  $\tau$  é desconhecido a abordagem de Enders e Siklos (2001) para testar a cointegração do threshold estende a abordagem de Engle Granger para levar em conta um único *threshold* ( $\tau$ ) que é conhecido a priori ou selecionado com base no *threshold* que minimiza a soma dos resíduos quadráticos após descartar os 15% superiores e inferiores dos valores *threshold* possíveis. Os 70% restantes dos valores residuais podem ser candidatos ao limite. Esses candidatos podem ser estimados pelos Modelos TAR e MTAR. O candidato que minimiza a soma dos resíduos quadrados é escolhido. O limite escolhido por este procedimento torna-se o indicador super consistente. O teste de cointegração incorpora a estatística  $t$  para duas hipóteses nulas:  $H_0 : \rho_1 = 0$  e  $H_0 : \rho_2 = 0$ , e a estatística  $F$  para  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$  na equação (4.7.6) com a adição de variáveis dependentes defasadas no lado direito da equação. A maior estatística  $t$  entre  $H_0 : \rho_1 = 0$  e  $H_0 : \rho_2 = 0$  é denominada  $t - Max$  e a estatística  $F$  é denominada  $\Phi$  para a especificação do Modelo TAR, enquanto o  $t - Max$  e a estatística  $F$  são denominados  $t - Max(M)$  e  $\Phi(M)$ , respectivamente, para a especificação do Modelo MTAR. Um asterisco é adicionado se o valor do *threshold* for estimado em oposição a ser conhecido a priori. Enders e Siklos (2001) fornece valores críticos para  $t - Max$ ,  $\Phi$ ,  $t - Max^*$  (SAKAI et al, 2012).

No presente estudo, foram feitas estimativas usando os Modelos TAR e MTAR para verificar se as séries temporais são cointegradas e também verificar a presença

de assimetria. Segundo Enders e Siklos (2001), muitas vezes o Modelo MTAR é mais adequado do que o Modelo TAR para análise de séries temporais de produtos perecíveis, como alimentos.

Na sequência apresentamos o modelos utilizado nesta pesquisa para a transmissão de volatilidade.

## 4.8 TRANSMISSÃO DE VOLATILIDADE

A principal característica dos modelos utilizados para analisar a transmissão de volatilidade é modelagem dos segundos momentos e, possivelmente momentos superiores das variáveis em estudo. Neste estudo foi utilizado o Modelo BEKK, iniciais de Baba, Engle, Kraft e Kroner desenvolvido por estes autores no ano de 1995.

A parametrização da variância condicional usada por Engle (1982) para modelar os segundos momentos não observáveis permite que a variância condicional dependa dos elementos do conjunto de informações de forma autorregressiva. deixando  $\Upsilon_{t-1}$  ser o campo sigma gerado pelos valores anteriores de  $\xi_t$ , com  $\sigma_t^2$  mensurável em relação a  $\Upsilon_{t-1}$ . O modelo ARCH (Heterocedasticidade Condicional Auto-Regressiva) univariado pode ser escrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \xi | \Upsilon_{t-1} &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \xi_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \xi_{t-p}^2 \end{aligned}$$

Este modelo é denominada de ARCH de ordem  $p$  ou ARCH( $p$ ), onde  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i > 0$ ,  $i = 1, 2, \dots, p - 1$ ,  $\alpha_p > 0$  são condições que garantem a positividade de  $\sigma_t^2$ . As constantes  $\alpha_i$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots, p$  são calculadas utilizando Regressão Linear.

Bollerslev (1986) generaliza o processo ARCH, permitindo que as variações condicionais passadas apareçam na equação de variância condicional atual. Assim, sua equação de variância pode ser dada da seguinte forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \xi_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \xi_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$

Este processo é denominado ARCH generalizado de ordem  $(p, q)$  ou GARCH  $(p, q)$  (Heterocedasticidade Condicional Auto-Regressiva Generalizada), onde  $\alpha_0 > 0$ ,  $(\alpha_i, \beta_j) > 0$ ,  $i = 1, 2, \dots, q - 1$ ,  $j = 1, 2, \dots, p - 1$   $(\alpha_q, \beta_p) > 0$  são condições que garantem a positividade de  $\sigma_t^2$ . As constantes  $\alpha_i$  e  $\alpha_j$  são calculadas utilizando Regressão Linear.

#### 4.8.1 Verificação de Diagnóstico de Modelos GARCH Univariados

A análise dos resultados para verificar a transmissão de volatilidade se iniciam com o Teste de Diagnósticos Univariado dos Resíduos, obtidos através das séries de retornos (ou em primeira diferença) com base na equação logaritimizada  $R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100$  onde  $R_t$  corresponde ao retorno na data  $t$ ,  $P_t$  é o preço na data  $t$  e  $P_{t-1}$  é o preço na data  $t - 1$  (TSAY, 2005).

##### 4.8.1.1 Teste Q (Ljung e Box, 1978)

Muito usado para analisar séries temporais financeiras, o objetivo é testar em conjunto que as várias autocorrelações de  $R_t$  são zero. Box e Pierce (1970) propuseram a seguinte estatística denominada de Estatística Pormanteau:

$$Q^*(m) = T \sum_{i=1}^m \hat{\rho}_i^2 \quad (4.8.1)$$

sendo  $Q^*(m)$  um teste estatístico para a Hipótese Nula ( $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m$ ) contra Hipótese Alternativa  $H_1 : \rho_i \neq 0$  para algum  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, m$ . Supondo que  $\{R_t\}$  é uma sequência independente e identicamente distribuída com certas condições,  $Q^*(m)$  é assintoticamente uma variável aleatória qui-quadrado ( $\chi^2$ ) com  $m$  graus de liberdade (TSAY, 2005).

Ljung e Box (1978) modificaram o estatística  $Q^*(m)$  para aumentar o poder do teste em amostras finitas da seguinte forma:

$$Q(m) = T(T + 2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2}{T - i} \quad (4.8.2)$$

A regra de decisão é rejeitar  $H_0$  se  $Q_m > \chi_\alpha^2$  ou ( $H_0$  : não apresenta presença de autocorrelação de ordem  $(m)$  nos resíduos das séries de retornos) e também utilizada

para verificar a adequação do modelo ajustado, onde  $\chi_\alpha^2$  denota o  $100(1 - \alpha)$  percentil de uma distribuição qui-quadrado com  $m$  graus de liberdade. Assim, rejeita-se  $H_0$  se o  $p$ -valor  $\leq \alpha$ , onde  $\alpha$  é o nível de significância.

Se as séries temporais forem estacionárias, implica na evidência de um efeito conhecido como agrupamento de volatilidade nas séries de retornos, que é a tendência da volatilidade nos mercados financeiros aparecerem aos montes, ou seja, grandes choques (de qualquer sinal) tendem a ser seguidos por outros grandes choques (o uso da palavra tendem significa que uma grande variação (positiva ou negativa) não produz necessariamente uma grande realização. Isto apenas diz que a probabilidade de obter uma grande variação é maior do que a de uma variação menor) o que aponta para a presença de efeito ARCH ou GARCH segundo Tsay (2005). O Teste  $Q^2(m)$  é utilizado para testar a presença de autocorrelação de ordem  $m$  nos resíduos ao quadrado, ou seja, segue a mesma Hipótese Nula do Teste  $Q(m)$  e o mesmo raciocínio conforme Minović (2008).

Segundo Minović (2008), não existe restrição para a ordem  $Q(m)$  ou  $Q^2(m)$  a não ser o tamanho da amostra, por exemplo: se um  $Q(4)$  não apresenta presença de autocorrelação de ordem 4 e  $Q^2(4)$  apresenta presença de autocorrelação de ordem 4, ou ambos, não apresentam presença de autocorrelação de ordem 4, mas apresentam em uma ordem ( $m \neq 4$ ), implica que existe efeito ARCH ou GARCH. Caso se rejeite  $H_0$ , conclui-se que existe a presença de autocorrelação nos resíduos da séries de retornos logaritmizadas.

#### 4.8.1.2 Teste Multiplicador de Lagrange (LM) ou Teste ARCH-LM

Teste LM (Teste do Multiplicador de Lagrange) utilizado para investigar a Hipótese Nula ( $H_0$  : os resíduos padronizados das séries de retornos logaritmizadas não apresentam um comportamento ARCH). Se a equação de variância do modelo ARCH for especificada corretamente não deve haver nenhum efeito ARCH nos resíduos padronizados e o Teste LM pode é dado por:

$$LM = TR^2 \stackrel{A}{\sim} \chi^2(m) \quad (4.8.3)$$

onde  $T$  é o tamanho da amostra e  $R^2$  é o coeficiente de determinação do modelo de regressão usando os resíduos estimados. Assim, rejeita-se  $H_0$  se  $LM > \chi_\alpha^2(m)$ , onde  $m$  é a ordem do efeito ARCH. A definição da ordem  $m$  para o Teste  $LM$ , segue a mesma utilizada no Teste de Ljung-Box (MINOVIĆ, 2008).

#### 4.8.2 Modelo BEKK

No ano de 1988, Bollerslev, Engle e Wooldridge desenvolveram o primeiro Modelo GARCH generalizado que incorpora as matrizes de covariâncias. Após este feito, vários pesquisadores desenvolveram outros modelos que são mais parcimoniosos e de fácil interpretação.

A extensão de um modelo GARCH univariado para um modelo com  $n$  variáveis necessita permitir que a matriz de variância-covariância condicional de  $n$ -dimensões das variáveis aleatórias  $\xi_t$  com média zero seja dependente dos elementos do conjunto de informações. Supondo que  $H_t$  seja mensurável em relação  $\Upsilon_{t-1}$ , o modelo GARCH multivariado pode ser escrito como:

$$\xi = \varepsilon_t H_t^{1/2} \quad (4.8.4)$$

Com isso,  $\xi | \Upsilon_{t-1} \sim N(0, H_t)$ . A parametrização de  $H_t$  em função do conjunto de informações  $\Upsilon_{t-1}$ , permite que cada elemento de  $H_t$  para depender de  $q$  valores defasados dos quadrados e produtos cruzados de  $\xi$ , bem como  $p$  valores defasados dos elementos de  $H_t$ , e um vetor  $J \times 1$  de variáveis fracamente exógenas conforme definido por Engle, Hendry e Richard (1983).

Considere o seguinte modelo apresentado abaixo:

$$H_t = CC^T + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A_{kj} r_{t-j} r_{t-j}^T A_{kj}^T + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B_{kj} H_{t-j} B_{kj}^T \quad (4.8.5)$$

onde  $A_{kj}$ ,  $B_{kj}$  e  $C$  são matrizes  $N \times N$  e representa a dimensão do modelo, ou seja, o número de séries envolvidas. A matriz  $C$  é uma matriz triangular inferior que resulta em uma matriz  $H_t$  positiva fazendo com que as variâncias sejam não negativas. Um problema

desse modelo é o grande número de parâmetros a serem estimados, porém a quantidade de parâmetros é menor caso o modelo fosse escrito na forma do MCEV (Modelo de Correção de Erros Vetoriais). A principal vantagem desse modelo reside no fato de não haver a necessidade impor qualquer restrição sobre o espaço dos parâmetros para garantir que a matriz de covariância condicional  $H_t$  seja positiva, ou seja, as matrizes de covariâncias condicionais são definidas positivamente pela própria construção do modelo (ENGLE; KRONER, 1995). Além disso, Engle e Kroner (1995) mostram que este modelo pode ser reescrito na forma MCEV e a representação é única, em que também discutem o quão grande tem de ser  $K$ , de forma a conter o maior número possível de modelos do tipo MCEV. A equação (4.8.5) é denominada de Modelo BEKK parametrizado por Engle e Kroner (1995), onde BEKK são as iniciais de Baba, Engle, Kraft e Kroner (1992) que propuseram o modelo.

Conforme Engle e Kroner (1995), para o caso bivariado onde  $p = 1$ ,  $q = 1$  e  $k = 1$  tem-se que:

$$r_t = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.8.6)$$

onde a equação (4.8.6) representa a equação dos retornos em que  $\varepsilon_t | \Upsilon_{t-1} \sim N(0, H_t)$ . Aqui, o vetor  $r_t$  representa as séries de retornos em  $t$ ,  $\alpha$  representa o vetor dos interceptos,  $\beta$  é a matriz dos coeficientes em  $t$  e  $\varepsilon_t$  é o vetor que representa os choques ou inovações de cada mercado ou ativo no tempo  $t$ . Por outro lado, a matriz de covariância condicional pode ser escrita da seguinte forma:

$$H_t = CC^T + A\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^T A^T + BH_{t-1}B^T \quad (4.8.7)$$

Na equação (4.8.7), para  $N = 2$ , tem-se  $H_t$  é uma matriz  $2 \times 2$  da variância e covariância condicional em  $t$  e  $C$  uma matriz triangular inferior contendo 3 parâmetros.  $A$  é uma matriz  $2 \times 2$  dos coeficientes que medem a extensão em que os choques ou inovações no mercado 1 no passado afetam a variância condicional do mercado 2 no presente. É a matriz  $A$  que permite capturar o efeito ARCH entre os mercados. Por outro lado,  $B$  é uma matriz  $2 \times 2$  dos coeficientes que medem a extensão em que a

variância do mercado 1 no passado afeta a variância condicional do mercado 2 no presente. Sendo a matriz  $B$  a responsável por permitir capturar o efeito GARCH ou grau de persistência da variância e da covariância entre os dois mercados (ENGLE; KRONER, 1995).

O sistema formado pela equações (4.8.6) e (4.8.7) também pode ser representado pelo sistema formado pela equações (4.8.8) e (4.8.9) que são apresentados a seguir. Esse sistema é chamado, na literatura especializada, de modelo BEKK com parametrização de Engle e Kroner (1995) e tem sido utilizado pela literatura especializada para análise da relação entre mercados por: (a) ser flexível o suficiente para ser capaz de representar a dinâmica das variâncias e covariâncias condicionais; (b) atender às restrições matemáticas citadas no início desta seção e (c) ser capaz de capturar os principais fatos estilizados com pouco número de parâmetros.

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (4.8.8)$$

e

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} c_{11,t} & \\ & c_{22,t} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} c_{11,t} & \\ & c_{22,t} \end{bmatrix}^T + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ &\times \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^T \\ &+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^T \end{aligned} \quad (4.8.9)$$

Deste modo,  $h_{11,t}$  = Variância do mercado 1 em  $t$ ,  $h_{22,t}$  = Variância do mercado 2 em  $t$ ,  $h_{12,t} = h_{21,t}$  = Covariância entre as duas séries em  $t$ . Os elementos da diagonal secundária de  $A$ ,  $A(a_{ij})$   $i \neq j$  medem como os choques sobre o mercado  $i$  no passado afetam a volatilidade do mercado  $j$  no presente. Os elementos da diagonal secundária de  $B$ ,  $B(b_{ij})$   $i \neq j$ , medem como os choques sobre o mercado  $i$  no passado afetam a

volatilidade do mercado  $j$  no presente. Nesse caso, a covariância corrente é afetada tanto pelos choques dos dois mercados quanto por suas volatilidades no passado. Por outro lado, a interpretação do modelo pode ser simplificado conforme o sistema de equações (4.8.10) onde este modelo é naturalmente simétrico.

$$\begin{aligned}
h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{21}h_{12,t-1} \\
&\quad + b_{21}^2 h_{22,t-1} \\
h_{22,t} &= c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} \\
&\quad + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} \\
h_{12,t} &= c_{11}c_{21} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 \\
&\quad + b_{11}b_{21}h_{11,t-1} + (b_{11}b_{22} + b_{12}b_{21})h_{12,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{12}b_{22}h_{22,t-1} \\
h_{21,t} &= h_{12,t}
\end{aligned} \tag{4.8.10}$$

No sistema de equações (4.8.10) tem-se que  $h_{11,t}$  e  $h_{22,t}$  representam as variâncias condicionais das séries dos mercados 1 e 2 respectivamente, enquanto  $h_{12,t}$  e  $h_{21,t}$  representam as covariâncias condicionais entre as séries de retornos. Por outro lado a significância de qualquer um ou de ambos os coeficientes  $a_{21}$  e  $b_{21}$  sugerem que a volatilidade ( dada por  $h_{11,t}$ ) corrente do mercado 1 é afetada por mudanças na volatilidade (dada por  $h_{22,t}$ ) do mercado 2 no período anterior através do valor  $b_{21}^2 h_{22,t-1}$  ou é afetado por choques (dado por  $\varepsilon_{2,t-1}$ ) sobre o mercado 2 através do valor  $a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2$  ou, ainda, pode ser afetado por ambos através do valor dado por  $(b_{21}^2 h_{22,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2)$  (ENGLE; KRONER, 1995).

Analogamente, a significância de qualquer um ou ambos os elementos  $b_{12}$  e  $a_{12}$  sugere que a volatilidade (dada por  $h_{22,t}$ ) corrente do mercado 2 é afetada por mudanças na volatilidade (dada por  $h_{11,t-1}$ ) do mercado 1 no período anterior através do valor  $b_{12}^2 h_{11,t-1}$  ou é afetado por choques (dado por  $\varepsilon_{1,t-1}$ ) sobre o mercado 1 através do valor  $a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2$  ou, ainda, pode ser afetado por ambos através do valor dado por  $(b_{12}^2 h_{11,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2)$ . A covariância ( $h_{12,t}$ ) e ( $h_{21,t}$ ) é afetada pelos erros ( $\varepsilon_{1,t-1}^2$ ) e ( $\varepsilon_{2,t-1}^2$ ) e variâncias ( $h_{11,t-1}$ ) e ( $h_{22,t-1}$ ) (ENGLE; KRONER, 1995).

Para investigar a existência de transmissão de volatilidade entre o mercado 1

e o mercado 2 (por exemplo), as seguintes hipóteses conjuntas devem ser testadas:  $H_0 : a_{12} = 0 \cap b_{12} = 0$  contra a hipótese alternativa  $H_1 : a_{12} \neq 0 \cap b_{12} \neq 0$ . Por outro lado, para investigar a existência de transmissão de volatilidade entre o mercado 2 e o mercado 1, as seguintes hipóteses conjuntas devem ser testadas:  $H_0 : a_{21} = 0 \cap b_{21} = 0$  contra a hipótese alternativa  $H_1 : a_{21} \neq 0 \cap b_{21} \neq 0$ . Hafner e Herwartz (2004) sugerem o Tese de Wald para testar essas hipóteses em conjunto (ENGLE; KRONER, 1995).

Vale ressaltar que ao observar o sistema de equações (4.8.10) pode-se verificar que, como os termos dos choques no passado são elevados ao quadrado ( $\varepsilon_{1,t-1}^2$  e  $\varepsilon_{2,t-1}^2$ ), implica que o efeito sobre a volatilidade corrente é sempre simétrico, independentemente se os choques ( $\varepsilon_{1,t-1}$ ) e ( $\varepsilon_{2,t-1}$ ) sejam positivos ou negativos. Por outro lado, deve-se observar que a volatilidade responde assimetricamente às inovações positivas e negativas, ou seja, a volatilidade tende a subir mais em resposta a choques negativos (más notícias) do que a choques positivos (boas notícias) na mesma magnitude. Para driblar esse problema, Kroner e Ng (1998) estenderam a abordagem GJR-GARCH (heteroscedasticidade condicional autorregressiva generalizada de Glosten–Jagannathan–Runkle (1993)) de uma configuração univariada que captura choques assimétricos para uma configuração multivariada que diferencia choques negativos de choques positivos. Este modelo é denominado de Modelo GARCH-BEKK assimétrico ou simplesmente BEKK assimétrico que pode ser escrito da seguinte forma:

$$H_t = CC^T + A\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^T A^T + BH_{t-1}B^T + D\Delta_{t-1}D^T \quad (4.8.11)$$

ou de maneira matricial

$$\begin{aligned}
\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} c_{11,t} & \\ c_{21,t} & c_{22,t} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} c_{11,t} & \\ c_{21,t} & c_{22,t} \end{bmatrix}^T + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\
&\times \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^T \\
&+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^T \\
&+ \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \delta_{1,t-1}^2 & \delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} \\ \delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} & \delta_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}^T
\end{aligned} \tag{4.8.12}$$

onde  $D$  é uma matriz de parâmetros  $2 \times 2$  que captura assimetria na variância por meio do valor de  $\delta_{t-1}$ . Além disso, Se os coeficientes da diagonal secundária de  $D$ , ou seja,  $d_{12}$  ou  $d_{21}$  forem estatisticamente significantes implica que *más notícias* causam mais volatilidade que *boas notícias*. Portanto, a matriz  $D$  permite por meio de  $\delta_{t-1}$  capturar o efeito de alavancagem, o que é corroborado por Kang e Yoon (2013). Deste modo, é possível capturar a assimetria e ainda garantir que a matriz de covariância  $H_t$  seja positiva conforme o sistema de equações (4.8.13). Se o valor de  $a_{21}$  e  $d_{21}$  são significativos e o valor de  $\varepsilon_{21} > 0$  isso implica que o valor de  $\delta_{21} = 0$  e o impacto sobre o valor de  $h_{11,t}$  é dado pelo valor de  $a_{21}^2\varepsilon_{2,t-1}^2$ , por outro lado, se o valor de  $\varepsilon_{21} < 0$  isso implica que o valor de  $\delta_{21} > 0$  e o impacto sobre o valor de  $h_{11,t}$  é dado pelo valor de  $a_{21}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + d_{21}^2\delta_{2,t-1}^2$ . Todas as outras estimativas do sistema de equações (4.8.13) seguem o mesmo raciocínio apresentado no sistema de equações (4.8.10).

$$\begin{aligned}
h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} \\
&\quad + b_{21}^2 h_{22,t-1} + d_{11}^2 \delta_{1,t-1}^2 + 2d_{11}d_{21}\delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} + d_{21}^2 \delta_{2,t-1}^2 \\
h_{22,t} &= c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} \\
&\quad + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + d_{22}^2 \delta_{2,t-1}^2 + 2d_{12}d_{22}\delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} + d_{12}^2 \delta_{1,t-1}^2 \\
h_{12,t} &= c_{11}c_{21} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{21}h_{11,t-1} \\
&\quad + (b_{11}b_{22} + b_{12}b_{21})h_{12,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{12}b_{22}h_{22,t-1} + d_{11}d_{12}\delta_{1,t-1}^2 + d_{21}d_{22}\delta_{2,t-1}^2 \\
&\quad + (d_{11}d_{22} + d_{12}d_{21})\delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} \\
h_{21,t} &= h_{12,t}
\end{aligned} \tag{4.8.13}$$

As estimativas dos coeficientes da matriz de variância e covariância, assim como os erros padrões correspondentes do modelo BEKK bivariado, podem ser estimados pelo método de máxima verossimilhança otimizado pelo algoritmo BHHH, acrônimo de Berndt, Hall, Hall e Hausman, criadores do algoritmo (BERNDT et al., 1974), cujo uso é sugerido por Bollerslev e Wooldridge (1992), Engle e Kroner (1995) e Hafner e Herwartz (2004), ou pelo uso do algoritmo BFGS acrônimo de Broyden (1970), Fletcher (1970), Goldfarb (1970) e Shanno (1970), criadores do algoritmo, cujo uso é sugerido por Tsay (2013), Chan e McAleer (2003) e Andersen, Chung e Sorensen (1999).

A função de Log-verossimilhança condicional pode ser expressa da seguinte forma:

$$H_t = -T \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^N \ln |H_t(\theta)| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^N \varepsilon_t(\theta)^T H_t^{-1} \varepsilon_t(\theta) \tag{4.8.14}$$

onde  $N$  é o número de observações e  $\theta$  representa o vetor de todos os parâmetros desconhecidos. Desse modo, o Modelo BEKK assimétrico (dado pelo sistema de equações (4.8.13)) é geralmente utilizado para verificar as relações entre os mercados por possuir diversas características superiores aos do BEKK convencional (dado pelo sistema de equações (4.8.10)) e também por ser mais abrangente, pois captura os fatos estilizados mais importantes. Destaca-se ainda que o modelo BEKK assimétrico difere do modelo BEKK convencional devido ao fato de o segundo ser naturalmente simétrico e, portanto,

não ser capaz de capturar a assimetria, que é um fato importante quando se verifica a transmissão de choques entre mercados. Nesta pesquisa foi utilizado o Modelo BEKK assimétrico (ENGLE; KRONER, 1995) com parametrização de Kroner e Ng (1998).

#### 4.8.2.1 Teste de Wald

O Teste de Wald delineado por Wald (1943), é um teste que tem a finalidade de avaliar a significância dos efeitos fixos de um modelo linear hierárquico. A estatística desse teste é da seguinte forma:

$$Q_c = (C\hat{\beta})^T [C\widehat{cov}(\hat{\beta})C^T]^{-1}(C\hat{\beta}), \quad (4.8.15)$$

onde a  $H_0 : C\hat{\beta} = 0$ , sendo  $C_{(c \times p)}$  uma matriz de constantes e de posto completo ( $c \leq p$ ) e  $\widehat{cov}(\hat{\beta})$  é uma estimativa da matriz de covariância de  $\hat{\beta}$ . A estatística  $Q_c$  tem distribuição assintótica qui-quadrado com  $c$  graus de liberdade ( $\chi_c^2$ ).

Para este trabalho o objetivo do Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ), é verificar conjuntamente a presença de efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) ou efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ) conforme o sistema de equações (4.8.13). Porém o Teste de Wald só será utilizado caso os coeficientes  $a_{12}$  ou  $b_{12}$  não apresentem efeitos ARCH ou GARCH individualmente conforme o sistema de equações (4.8.13).

#### 4.8.2.2 Teste Jarque Bera (JB)

O Teste Jarque Bera (JB) (1987) tem a finalidade de verificar se os retornos dos resíduos padronizados seguem uma distribuição Normal padronizada, logo, o excesso de curtose de uma variável aleatória normal é zero. Uma distribuição com excesso de curtose positivo é dito ter caudas pesadas, o que implica que a distribuição coloca mais massa nas caudas de seu suporte do que uma distribuição normal.

Conforme Jarque e Bera (1987), existem propriedades assintóticas que podem ser utilizadas para testar a normalidades dos resíduos dos retornos. Considere uma série de retornos de ativos  $\{r_1, r_2, \dots, r_T\}$ , para testar a assimetria dos retornos, considerando-se que a Hipótese Nula  $H_0 : S(r) = 0$  versus a Hipótese Alternativa  $H_0 : S(r) \neq 0$ . A estatística da razão  $t$  para testar a assimetria da amostra é dada por:

$$t = \frac{\hat{S}(r)}{\sqrt{6/T}}, \quad (4.8.16)$$

onde, rejeita-se  $H_0$  em relação ao nível de significância ( $\alpha$ ), se  $|t| > Z_{\frac{\alpha}{2}}$ , onde  $Z_{\frac{\alpha}{2}}$  é  $100(\frac{\alpha}{2})$  percentil superior da distribuição Normal padronizada. De outro modo, pode-se calcular o  $p$ -valor da estatística do teste  $t$  e rejeitar  $H_0$ , se e somente se, o  $p$ -valor for menor que  $\alpha$ .

Analogamente, pode-se testar o excesso de curtose da série de retornos usando as seguintes hipóteses:  $H_0 : K(r) - 3 = 0$  versus  $H_1 : K(r) - 3 \neq 0$ . Assim, a estatística de teste é dada por:

$$t = \frac{\hat{K}(r) - 3}{\sqrt{24/T}} \underset{A}{\sim} N(0, 1), \quad (4.8.17)$$

em que, rejeita-se  $H_0$ , se e somente se, o  $p$ -valor for menor que  $\alpha$  (JARQUE; BERA, 1987).

Jarque e Bera (1987) faz uma combinação dos dois testes anteriores (eq. (4.8.16) e eq. (4.8.17)) e criam uma nova Estatística denominada JB dada por:

$$JB = \frac{\hat{S}^2(r)}{6/T} + \frac{(\hat{K}(r) - 3)^2}{24/T} \underset{A}{\sim} \chi^2(2), \quad (4.8.18)$$

ou seja, JB é assintoticamente distribuída como uma variável aleatória qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Para testar a normalidade, tem-se que,  $H_0 : JB = 0$  versus  $H_1 : JB \neq 0$ , logo, rejeita-se  $H_0$  se o  $p$ -valor da Estatística JB é menor que o nível de significância ( $\alpha$ ).

A seguir é apresentado os resultados e discussões das séries temporais mensais em estudo através da aplicação dos métodos econométricos contemplados na Metodologia.

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Neste capítulo apresentamos os resultados das análises para verificar empiricamente se a cotação do dólar influencia os preços dos alimentos no atacado e varejo. As séries temporais mensais dos preços médios dos alimentos no atacado e varejo foram cedidas pela CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento) e IMB (Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos/Secretaria de Estado da Economia/Governo de Goiás) respectivamente, e a série temporal mensal média da taxa cambial (cotação do dólar) cedida pelo BCB (Banco Central do Brasil). Os dados das séries temporais estão compreendidos de Janeiro de 2008 à Dezembro de 2019 e todos os valores das séries temporais em estudos estão em moeda brasileira, ou seja, em Reais ( $R\$$ ). Todos os resultados foram obtidos utilizando o *Software Eviews 9 (IHS Inc, 2013)* e o *Software Estima (Rats Version 8 for Windows) (Estima, 2010)*.

A análise dos dados são apresentados na seguinte ordem: (i) verificação de estacionariedade e níveis de integração das séries temporais utilizando o Teste ADF; (ii) apresentação das regressões lineares simples logaritmizadas utilizando a série temporal da cotação do dólar (como variável independente) e uma série temporal dos preços dos alimentos (como variável dependente); (iii) o Método de Cointegração de Engle-Granger de dois passos para verificar se a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos são ou não cointegradas; (iv) o Modelo de Correções de Erros (MCE) para verificar se existe uma relação de desequilíbrio de curto prazo ao seu valor de equilíbrio no longo prazo entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos; (v) utilização dos Modelos TAR e MTAR para verificar se as séries temporais dos preços dos alimentos são cointegradas com a série temporal da cotação do dólar e verificar a assimetria entre elas; (vi) o Teste de Causalidade de Granger para verificar se existe ou não uma *causalidade* entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos e (vii) o Modelo BEKK para verificar se existe ou não transmissão de volatilidade (risco) entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos.

## 5.1 Séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado.

As séries temporais mensais dos preços dos alimentos no *atacado* utilizadas nesta pesquisa são: *Açúcar Cristal kg*<sup>1</sup>, *Arroz Tipo I kg*, *Banana Prata kg*, *Café Conillon kg*, *Café Torrado/Moído kg*, *Cebola kg*, *Costela Bovina kg*, *Dianteiro com Osso kg*, *Farinha de Trigo kg*, *Feijão Caupi Tipo I kg*, *Feijão Cores Tipo I kg*, *Feijão Cores Tipo II kg*, *Feijão Preto Tipo I kg*, *Frango Resfriado kg*, *Leite Integral Lt*<sup>2</sup>, *Macarrão kg*, *Óleo de Soja 900 ml*<sup>3</sup>, *Ovos Dz*<sup>4</sup>, *Pernil com Osso Congelado kg*, *Traseiro com Osso kg* e *Traseiro sem Osso kg*, além da série temporal da cotação do *dólar*.

A Tabela (5.1) apresenta os resultados para o teste de raiz unitária conforme a teoria descrita na seção (4.5) com o objetivo de verificar se a série temporal da cotação do dólar e as série temporais dos preços dos alimentos no atacado são estacionárias. Para tal procedimento foi utilizado o Teste ADF que tem como hipótese nula,  $H_0$  : a existência de raiz unitária. Os valores críticos utilizados são fornecidos pela Tabela (4.1) e os níveis de integração  $I(n)$ , denota o número de diferenças aplicados nas séries temporais até torná-las estacionárias.

Conclui-se que todas as séries temporais em estudo não são estacionárias em nível conforme os resultados da Tabela (5.1), porém após a aplicação da primeira diferença todas as séries temporais são estacionárias de ordem (1) ou  $I(1)$  ao nível de 1% (\*) de significância.

O Teste DW apresentado no tópico (4.5.4) é bastante utilizado quando se está estudando séries temporais, porém, o mesmo só pode ser usado em séries temporais de primeira ordem, não sendo aplicados a outras ordens. Como todas séries temporais da Tabela (5.1) foram estacionárias de ordem (1) ou  $I(1)$  ao nível de 1% (\*) de significância, conclui-se que os valores das estatísticas- $t$  e do Teste DW são satisfatórias segundo a hipótese nula e os critérios utilizados, pois segundo Gujarati (2011), baixos valores nas estatísticas- $t$  e o Teste DW podem não ter nenhum significado econômico. Neste caso,

<sup>1</sup> kg - Essa simbologia é utilizada para representar o peso em quilogramas.

<sup>2</sup> Lt - Essa simbologia é utilizada para representar o volume em litros.

<sup>3</sup> ml - Essa simbologia é utilizada para representar o volume em mililitros.

<sup>4</sup> Dz - Essa simbologia é utilizada para representar uma dúzia.

Tabela 5.1 – Teste ADF para estacionariedade e níveis de integração aplicado às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado e a na série temporal da Cotação do Dólar.

Séries	ADF		ADF		Decisão
	Em Nível		1ª Diferença		
	Estatística do Teste	DW	Estatística do Teste	DW	
Dólar	-0,6705	1,9760	-5,5910*	1,9731	<i>I</i> (1)
Açúcar Cristal kg	-2,4150	1,6752	-10,245*	1,9760	<i>I</i> (1)
Arroz Tipo I kg	-1,6006	1,8681	-6,4882*	2,0030	<i>I</i> (1)
Banana Prata kg	-2,4841	1,9886	-12,250*	1,9976	<i>I</i> (1)
Café Conillon kg	-1,9128	2,0261	-9,7688*	2,0112	<i>I</i> (1)
Café Torrado/Moído kg	-0,1824	2,0811	-8,1160*	2,0790	<i>I</i> (1)
Cebola kg	-1,3345	1,9313	-8,8653*	1,9252	<i>I</i> (1)
Costela Bovina kg	-0,5735	1,7143	-10,321*	1,9413	<i>I</i> (1)
Dianteiro com Osso kg	-2,9693	1,6860	-10,722*	1,9155	<i>I</i> (1)
Farinha Trigo kg	-2,6266	2,0683	-6,2789*	2,0334	<i>I</i> (1)
Feijão Caupi Tipo I kg	-2,4321	1,9225	-9,6321*	1,9175	<i>I</i> (1)
Feijão Cores Tipo I kg	-1,6061	1,8175	-7,5538*	1,8509	<i>I</i> (1)
Feijão Preto Tipo I kg	-1,8309	1,8714	-8,9404*	1,9553	<i>I</i> (1)
Frango Resfriado kg	-0,4351	2,2027	-13,260*	1,9797	<i>I</i> (1)
Leite Integral Lt	-1,7556	1,8762	-7,9292*	1,8659	<i>I</i> (1)
Macarrão kg	-0,2299	2,0613	-11,497*	2,0623	<i>I</i> (1)
Óleo de Soja 900 ml	-0,8439	1,7437	-7,3058*	1,9285	<i>I</i> (1)
Ovos Dz	-0,7724	1,9424	-12,390*	1,9453	<i>I</i> (1)
Pernil com Osso Congelado kg	-1,8368	1,9965	-6,7982*	2,0015	<i>I</i> (1)
Traseiro com Osso kg	-0,0026	1,1830	-4,3955*	1,9313	<i>I</i> (1)
Traseiro sem Osso kg	-2,1689	1,9420	-9,3435*	1,9342	<i>I</i> (1)

Nota: Dólar = Cotação do Dólar. As defasagens utilizadas no Teste ADF foram escolhidas utilizando os critérios de informação AIC/SBC e os valores críticos utilizados são os fornecidos pela Tabela (4.1). O Teste ADF tem como hipótese nula,  $H_0$ : a existência de raiz unitária. Os níveis de integração  $I(n)$ , denotam o número de diferenças aplicadas na série até torná-la estacionária. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

os valores do Teste DW estão próximos de 2 para as séries temporais de primeira ordem, descartando-se um possível problema de autocorrelação que é a dependência temporal dos valores sucessivos dos resíduos.

Na Tabela (5.2) estão dispostos os coeficientes das regressões lineares simples logaritmizadas dadas pela equação  $\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_t) + u_t$ , onde  $\beta_0 =$  constante,  $\beta_1 =$  coeficiente da variável independente,  $x_t =$  variável independente representada pela a série temporal da cotação do dólar,  $y_t =$  variáveis dependentes representadas pelas séries temporais dos preços dos alimentos no atacado e  $u_t =$  erro aleatório que

Tabela 5.2 – Regressão linear simples logaritimizada aplicada às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado (variável dependente) e a série temporal da Cotação do Dólar (variável independente).

Séries	$\beta_0$	$\beta_1$	P-Valor $\beta_0$	P-Valor $\beta_1$
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	0,9192	0,1404*	0,0000	0,0000
Dólar e Açúcar Cristal kg	0,2363	0,2095*	0,0001	0,0006
Dólar e Farinha Trigo kg	0,3586	0,2371*	0,0000	0,0000
Dólar e Feijão Caupi Tipo I kg	1,0204	0,2681*	0,0000	0,0000
Dólar e Traseiro sem Osso kg	2,4187	0,3443*	0,0000	0,0059
Dólar e Arroz Tipo I kg	0,3128	0,4855*	0,0000	0,0000
Dólar e Macarrão kg	0,2120	0,5300*	0,0000	0,0000
Dólar e Banana Prata kg	-0,020	0,6256*	0,7705	0,0000
Dólar e Café Conillon kg	0,8124	0,7035*	0,0000	0,0000
Dólar e Dianteiro com Osso kg	1,3941	0,7131*	0,0000	0,0000
Dólar e Pernil com Osso Congelado kg	1,2956	0,7318*	0,0000	0,0000
Dólar e Leite Integral Lt	-0,005	0,8238*	0,8852	0,0000
Dólar e Traseiro com Osso kg	1,4317	0,8760*	0,0000	0,0005
Dólar e Feijão Preto Tipo I kg	0,0984	0,9126*	0,1333	0,0000
Dólar e Frango Resfriado kg	0,4918	1,0010*	0,0000	0,0000
Dólar e Costela Bovina kg	1,0709	1,0611*	0,0000	0,0000
Dólar e Feijão Cores Tipo I kg	0,0424	1,0851*	0,6863	0,0000
Dólar e Café Torrado/Moído kg	1,2278	1,1100*	0,0000	0,0000
Dólar e Ovos Dz	-0,326	1,1565*	0,0000	0,0000
Dólar e Cebola kg	-0,475	1,1797*	0,0000	0,0000

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $\beta_0$  e  $\beta_1$  representam a constante e o coeficiente da variável independente na regressão linear respectivamente conforme a equação  $\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_t) + u_t$ . (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os critérios de informação BIC/SBC foram utilizados para escolher o melhor modelo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

possui uma distribuição Normal  $(0, \sigma^2)$ , além do P-Valor da constante  $\beta_0$  e P-Valor do coeficiente da variável independente  $\beta_1$ .

As regressões lineares da Tabela (5.16) estão dispostos em ordem crescente em relação ao coeficiente  $\beta_1$ . A priori, conclui-se que todos os coeficientes de  $\beta_1$  (coeficiente da variável independente) na Tabela (5.2) são significativos ao nível de 1% (\*), porém não se pode afirmar que existe uma relação linear entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado, pois pode ser que essas regressões sejam espúrias. Para se resolver esse problema foi utilizado procedimentos estatísticos para verificar a ocorrência de cointegração entre as variáveis, ou seja, conforme Engle e Granger (1987) um grupo de séries temporais não estacionárias em nível podem caminhar juntas, logo possuem relações de cointegração se uma certa

combinação linear dessas séries temporais são estacionárias estabelecendo uma relação de equilíbrio a longo prazo. Em outras palavras, consiste em verificar se a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado apresentam uma relação de equilíbrio a longo prazo.

Conforme a teoria do tópico (4.6). O conceito de cointegração foi introduzido em uma série de artigos de Granger (1983) e Granger e Weiss (1983). Existem várias abordagens para testar cointegração, porém neste trabalho foi utilizado o Método de Engle-Granger de dois passos (ENGLE-GRANGER, 1987) que consiste em verificar se as séries temporais não são estacionárias em nível, mas são estacionárias em diferenças conforme a Tabela (5.1), em seguida gera-se as regressões lineares (Tabela (5.2)) e aplica-se o Teste ADF (fornecido pela Tabela (4.2)) nos resíduos dessas regressões para verificar se elas são estacionárias em nível concluindo que são cointegradas, caso contrário, se os resíduos não forem estacionários em nível conclui-se que as séries temporais não são cointegradas. A cointegração é um requisito primordial para qualquer série temporal com dados econômicos que não seja estacionário (ASTERIOU, 2011).

Ao analisar os resultados da Tabela (5.3), conclui-se que todas as 20 regressões lineares logaritmizadas apresentadas na Tabela (5.2) foram cointegradas ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*) indicando que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado. Ademais, pelo Teste DW ficou constatado que não existe autocorrelação nos resíduos.

O motivo de se logaritmizar a regressão linear simples conforme a equação  $\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_t) + u_t$  se deve ao fato de que a interpretação dos resultados se tornam mais simples, ou seja, quando  $x = 1$ , implica que  $\ln(x) = 0$ , logo o valor esperado de  $y$  é  $e^{\beta_0}$  e quando  $x$  for aumentado em 1%, espera-se uma variação de  $\beta_1\%$  em  $y$ .

Após a confirmação de cointegração dos resultados da Tabela (5.3), analisa-se os resultados das regressões lineares logaritmizadas apresentados na Tabela (5.2) concluindo-se, que para cada variação média mensal da cotação do dólar de (1%) (definido pela variável independente ( $x_t$ )), todos os preços dos alimentos no atacado (definido pela variável independente ( $y_t$ )) sofrem uma alteração média mensal de ( $\beta_1\%$ ).

Tabela 5.3 – Teste ADF em nível com os resíduos das regressões lineares logaritmizadas para verificar a Cointegração de Engle-Granger entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais do Preços dos Alimentos no Atacado.

Séries	Estatística do Teste	P-Valor	DW
Dólar e Açúcar Cristal kg	-3,1993**	0,0273	1,9120
Dólar e Arroz Tipo I kg	-3,3608**	0,0141	2,0054
Dólar e Banana Prata kg	-3,5675**	0,0176	1,9871
Dólar e Café Conillon kg	-2,9907***	0,0884	1,9512
Dólar e Café Torrado/Moído kg	-3,1764**	0,0436	1,8589
Dólar e Cebola kg	-5,3842*	0,0000	2,1116
Dólar e Costela Bovina kg	-3,2783**	0,0117	1,9830
Dólar e Dianteiro com Osso kg	-3,2659**	0,0463	1,9621
Dólar e Farinha Trigo kg	-3,1704**	0,0313	2,0108
Dólar e Feijão Caupi Tipo I kg	-3,2038**	0,0482	1,9206
Dólar e Feijão Cores Tipo I kg	-3,4333**	0,0115	1,9963
Dólar e Feijão Preto Tipo I kg	-3,5346**	0,0184	1,9500
Dólar e Frango Resfriado kg	-4,0709*	0,0087	1,9137
Dólar e Leite Integral Lt	-3,9003*	0,0026	1,9090
Dólar e Macarrão kg	-3,1775**	0,0307	2,0378
Dólar e Ovos Dz	-3,1104***	0,0680	2,2423
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-3,8976*	0,0027	1,9877
Dólar e Pernil com Osso Congelado kg	-3,0026***	0,0771	2,0185
Dólar e Traseiro com Osso kg	-3,3946**	0,0127	1,9769
Dólar e Traseiro sem Osso kg	-2,9902***	0,0817	1,9607

Nota: Dólar = Cotação do Dólar. As defasagens utilizadas no Teste ADF em nível foram escolhidas utilizando os critérios de informação AIC/SBC e os valores críticos utilizados são os fornecidos pela Tabela (4.2). O Teste ADF tem como hipótese nula,  $H_0$ : a existência de raiz unitária. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Logo, cada um dos alimentos da Tabela (5.2) sofrem uma variação média mensal em seus preços de modo percentual da seguinte maneira: Óleo de Soja terá uma variação média mensal de 0,1404%, Açúcar Cristal de 0,2095%, Farinha de Trigo de 0,2371%, Feijão Caupi Tipo I de 0,2681%, Traseiro sem Osso de 0,3443%, Arroz Tipo I de 0,4855%, Macarrão de 0,53%, Banana Prata de 0,6256%, Café Conillon de 0,7035%, Dianteiro com Osso de 0,7131%, Leite Integral 0,8238%, Traseiro com Osso de 0,876%, Feijão Preto Tipo I de 0,9126%, Frango Resfriado de 1,001%, Costela Bovina de 1,0611%, Feijão Cores Tipo I de 1,0851%, Café Torrado/Moído de 1,11%, Ovos de 1,1565%, Cebola de 1,1797%.

Vale destacar que as séries temporais do Café Conillon, Ovos, Pernil com Osso

Congelado e Traseiro sem Osso foram cointegradas com série temporal da cotação do dólar ao nível de 10% (\*\*\*) conforme o resultados da Tabela (5.3). Se considerarmos apenas os níveis de significância de 1% (\*) e 5% (\*\*), concluiria-se que esses alimentos não seriam cointegrados (possuindo um regressão espúria), indicando que não existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries temporais dos preços desses alimentos e a série temporal da cotação do dólar segundo a teoria da Cointegração de Engle-Granger apresentado no tópico (4.6.4).

Tabela 5.4 – Modelo de Correção de Erros (MCE) aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado.

Séries	$\pi$	P-Valor $\pi$
Dólar e Açúcar Cristal kg	-0,0777*	0,0015
Dólar e Arroz Tipo I kg	-0,0460***	0,0941
Dólar e Banana Prata kg	-0,1343*	0,0014
Dólar e Café Conillon kg	-0,0518***	0,0597
Dólar e Café Torrado/Moído kg	-0,0321**	0,0409
Dólar e Cebola kg	-0,1348*	0,0074
Dólar e Costela Bovina kg	-0,0757**	0,0154
Dólar e Dianteiro com Osso kg	-0,0767**	0,0127
Dólar e Farinha Trigo kg	-0,0497**	0,0102
Dólar e Feijão Caupi Tipo I kg	-0,0681**	0,0364
Dólar e Feijão Cores Tipo I kg	-0,0950*	0,0088
Dólar e Feijão Preto Tipo I kg	-0,1124*	0,0042
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,1140*	0,0007
Dólar e Leite Integral Lt	-0,1081*	0,0006
Dólar e Macarrão kg	-0,0333***	0,0702
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,1073*	0,0008
Dólar e Ovos Dz	-0,1169*	0,0016
Dólar e Pernil com Osso Congelado kg	-0,0557**	0,0170
Dólar e Traseiro com Osso kg	-0,0786**	0,0184
Dólar e Traseiro sem Osso kg	-0,0366**	0,0327

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $\pi$  = Efeito de realimentação, coeficiente de ajuste ou estimativa da velocidade do retorno de equilíbrio conforme a equação (4.6.12). (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A Tabela (5.4) apresenta os resultados do Modelo de Correção de Correção de Erros (MCE) com a finalidade de verificar como é incorporado as informações de curto prazo ao seu valor de longo prazo, onde  $\pi$  é o efeito de realimentação (ou coeficiente de ajuste) e mostra quanto do desequilíbrio está sendo corrigido em cada período, e até que ponto qualquer desequilíbrio na cotação do dólar no período anterior afeta qualquer

ajuste no preço dos alimentos no atacado ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*). Quando houver uma variação de 1% na cotação do dólar, a velocidade de ajuste do preço da Cebola no curto prazo ao seu equilíbrio de longo prazo demorará em torno de 7,42 meses, pois recebe um impacto de 13,48% ao mês. Para facilitar a interpretação do leitor, as outras conclusões são apresentadas na Tabela (5.5).

Tabela 5.5 – Interpretação da Tabela (5.4) que apresenta os valores de  $\pi$ , mostrando quanto do desequilíbrio está sendo corrigido a cada mês para os Preços dos Alimentos no Atacado, quando houver uma variação na Cotação do Dólar no período anterior.

INTERPRETAÇÃO		
Séries	$\pi$ = Coeficiente de Ajuste ou Efeito de Realimentação em %	Velocidade de ajuste de curto prazo ao equilíbrio de longo prazo
Dólar e Cebola kg	13,48%	7,42 meses
Dólar e Banana Prata kg	13,43%	7,45 meses
Dólar e Ovos Dz	11,69%	8,55 meses
Dólar e Frango Resfriado kg	11,40%	8,77 meses
Dólar e Feijão Preto Tipo I kg	11,24%	8,90 meses
Dólar e Leite Integral Lt	10,81%	9,25 meses
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	10,73%	9,32 meses
Dólar e Feijão Cores Tipo I kg	9,5%	10,53 meses
Dólar e Traseiro com Osso kg	7,86%	12,72 meses
Dólar e Açúcar Cristal kg	7,77%	12,99 meses
Dólar e Dianteiro com Osso kg	7,67%	13,04 meses
Dólar e Costela Bovina kg	7,57%	13,21 meses
Dólar e Feijão Caupi Tipo I kg	6,81%	14,68 meses
Dólar e Pernil com Osso Congelado kg	5,57%	17,95 meses
Dólar e Café Conillon kg	5,18%	19,31 meses
Dólar e Farinha Trigo kg	4,97%	20,12 meses
Dólar e Arroz Tipo I kg	4,6%	21,74 meses
Dólar e Traseiro sem Osso kg	3,66%	27,32 meses
Dólar e Macarrão kg	3,33%	30,03 meses
Dólar e Café Torrado/Moído kg	3,21%	31,15 meses

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $\pi$  = Efeito de realimentação, coeficiente de ajuste ou estimativa da velocidade do retorno de equilíbrio conforme a equação (4.6.12) em % e a velocidade de ajuste de curto prazo ao equilíbrio de longo prazo em meses para os preços dos alimentos no atacado quando ocorre uma variação na cotação do dólar.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Se considerarmos apenas os níveis de significância de 1% (\*) e 5% (\*\*), concluiria-se que os preços dos alimentos ao nível de significância de 10% (\*\*\*) não possuiriam uma informação (valor de  $\tau$ ) de desequilíbrio de curto prazo ao seu valor de equilíbrio a

longo prazo segundo a teoria do Modelo de Correção de Erros apresentado no tópico (4.6.4).

Na sequência, apresenta-se tabelas que contemplam os coeficientes dos Modelos TAR e MTAR de acordo com a teoria dos tópicos (4.7.1) e 4.7.2).

Tabela 5.6 – Modelo TAR aplicado à série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado para verificação de presença de Cointegração.

Séries	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$\Phi$ Calculado	$\Phi$ Crítico
Dólar e Açúcar Cristal kg	0,0017	-0,0259	-0,7363	0,5545**	6,9939
Dólar e Arroz Tipo I kg	-0,0838	-0,0282	0,6701	2,4634**	7,1051
Dólar e Banana Prata kg	-0,0501	-0,0883	0,7576	3,0218**	6,9544
Dólar e Café Conillon kg	-0,0023	-0,0664	-0,3358	1,6833**	7,0316
Dólar e Café Torrado/Moído kg	-0,0311	-0,0655	0,3726	2,6483**	7,0081
Dólar e Cebola kg	-0,1325	-0,3042	-0,5235	6,9757**	7,5442
Dólar e Costela Bovina kg	-0,1886	-0,0618	0,2576	4,9806**	6,8911
Dólar e Dianteiro com Osso kg	-0,0982	-0,1444	0,3852	5,0161**	6,9777
Dólar e Farinha Trigo kg	-0,0835	-0,0091	0,7502	3,3296**	6,9052
Dólar e Feijão Caupi Tipo I kg	-0,0609	0,0080	1,0947	3,1667**	6,9866
Dólar e Feijão Cores Tipo I kg	-0,0288	-0,2238	-0,6976	6,8909**	10,834
Dólar e Feijão Preto Tipo I kg	-0,0783	-0,1885	-0,5689	6,2072**	6,9165
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,2447	-0,0611	0,6325	6,5286**	6,9383
Dólar e Leite Integral Lt	-0,0662	-0,1409	0,2931	4,5358**	6,9356
Dólar e Macarrão kg	-0,1002	-0,0080	0,3869	3,4520**	6,9371
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,0419	-0,0081	1,0943	1,2728**	7,0251
Dólar e Ovos Dz	-0,1279	-0,2202	-0,2805	5,3098**	6,8364
Dólar e Pernil com Osso Congelado kg	-0,1235	-0,0663	-0,4047	5,7554**	6,9250
Dólar e Traseiro com Osso kg	-0,2208	-0,1448	0,3888	7,1026**	8,3795
Dólar e Traseiro sem Osso kg	0,0063	-0,0221	0,8193	0,5032**	6,9719

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$  representa a Hipótese Nula de não cointegração ou seja, se  $\Phi$  Calculado  $\leq \Phi$  Crítico rejeita-se  $H_0$ . (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores críticos são tabelados por Enders and Siklos (2001) e obtidos através de 10.000 simulações utilizando o Método de Monte Carlo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Os Modelos TAR e MTAR foram analisados em dois passos, o primeiro verifica se existe cointegração entre as séries temporais através de uma regressão linear simples entre a variável independente (série temporal da cotação do dólar) e uma variável dependente (série temporal dos preços dos alimentos no atacado) e o segundo passo verifica a existência ou não de simetria entre estas séries através da regressão dos resíduos gerados no passo anterior utilizando um *threshold* (limiar) como parâmetro de maneira não linear dado por ( $\tau$ ).

A Tabela (5.6) apresenta a análise dos resultados para verificar se a série temporal da cotação do dólar e as séries temporal dos preços dos alimento no atacado são cointegradas, onde  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$  representa a Hipótese Nula de não cointegração, ou seja, se  $\Phi$  Calculado  $\leq \Phi$  Crítico rejeita-se  $H_0$ . Conclui-se que todas as séries temporais são cointegradas ao nível de significância de 5% (\*\*).

Tabela 5.7 – Modelo TAR aplicado à série temporal da Dotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado para verificação de presença Assimetria.

Séries	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$t - Max$ Calculado	$t - Max$ Crítico
Dólar e Açúcar Cristal kg	0,0017	-0,0259	-0,7363	0,8599**	6,5420
Dólar e Arroz Tipo I kg	-0,0838	-0,0282	0,6701	1,2698**	6,8849
Dólar e Banana Prata kg	-0,0501	-0,0883	0,7576	0,4964**	6,4851
Dólar e Café Conillon kg	-0,0023	-0,0664	-0,3358	2,0003**	6,7032
Dólar e Café Torrado/Moído kg	-0,0311	-0,0655	0,3726	0,6963**	6,5841
Dólar e Cebola Kg	-0,1325	-0,3042	-0,5235	3,5710**	6,6535
Dólar e Costela Bovina Kg	-0,1886	-0,0618	0,2576	2,4555**	6,7237
Dólar e Dianteiro com Osso Kg	-0,0982	-0,1444	0,3852	0,3952**	6,5046
Dólar e Farinha Trigo kg	-0,0835	-0,0091	0,7502	3,8159**	6,8060
Dólar e Feijão Caupi Tipo I kg	-0,0609	0,0080	1,0947	4,6557**	6,4758
Dólar e Feijão Cores Tipo I kg	-0,0288	-0,2238	-0,6976	6,8568**	13,550
Dólar e Feijão Preto Tipo I kg	-0,0783	-0,1885	-0,5689	2,5987**	6,7045
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,0854	-0,2774	-0,38985	4,2654**	6,7659
Dólar e Leite Integral Lt	-0,0662	-0,1409	0,2931	1,4912**	6,6411
Dólar e Macarrão kg	-0,1002	-0,0080	0,3869	3,1851**	6,6320
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,0419	-0,0081	1,0943	1,0515**	6,7670
Dólar e Ovos Dz	-0,1279	-0,2202	-0,2805	0,9672**	6,6278
Dólar e Pernil com Osso Congelado kg	-0,1235	-0,0663	-0,4047	0,8918**	6,6820
Dólar e Traseiro com Osso kg	-0,2208	-0,1248	0,3888	1,4298**	6,6000
Dólar e Traseiro sem Osso kg	0,0063	-0,0221	0,8193	0,8812**	6,6620

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$  representa a Hipótese Nula de ajuste simétrico ou seja, se  $t - Max$  Calculado  $\leq t - Max$  Crítico não se rejeita  $H_0$ , logo as séries temporais são simétricas. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores críticos são tabelados por Enders and Siklos (2001) e obtidos através de 10.000 simulações utilizando o Método de Monte Carlo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Como todas as séries da Tabela (5.6) são cointegradas, pode-se verificar se as séries temporais da Tabela (5.7) são assimétricas, onde  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$  representa a Hipótese Nula de ajuste simétrico, ou seja, se  $t - Max$  Calculado  $\leq t - Max$  Crítico não se rejeita  $H_0$ . Conclui-se que a transmissão de preços para os alimentos no atacado são transmitidos de maneira simétrica em relação a qualquer variação na cotação do

dólar ao nível de significância de 5% (\*\*).

A seguir apresenta-se as análises dos resultados para o Modelo MTAR onde também foi utilizado o valor de  $(\tau)$  calculado ao invés de usar o valor fixo zero.

Tabela 5.8 – Modelo MTAR aplicado à série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado para verificação de presença de Cointegração.

Séries	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$\Phi(M)$ Calculado	$\Phi(M)$ Crítico
Dólar e Açúcar Cristal kg	-0,0598	-0,0027	0,1342	1,5067**	8,1540
Dólar e Arroz Tipo I kg	-0,0202	-0,1017	-0,0238	3,1434**	8,0920
Dólar e Banana Prata kg	-0,0097	-0,1954	0,0920	7,4454**	8,0886
Dólar e Café Conillon kg	-0,1015	-0,0001	0,1604	2,8465**	8,1793
Dólar e Café Torrado/Moído kg	-0,0311	-0,0655	0,3726	2,6483**	6,9271
Dólar e Cebola kg	-0,3744	-0,1057	0,1300	7,9968**	9,3187
Dólar e Costela Bovina kg	-0,1906	-0,0902	0,0522	4,3659**	8,0480
Dólar e Dianteiro com Osso kg	-0,2172	-0,0846	0,1346	6,2263**	8,0905
Dólar e Farinha Trigo kg	-0,0835	-0,0091	0,7502	3,3296**	6,9052
Dólar e Feijão Caupi Tipo I kg	-0,0065	-0,0893	0,1219	2,6703**	8,2627
Dólar e Feijão Cores Tipo I kg	-0,0357	-0,1557	-0,0750	6,5728**	8,0889
Dólar e Feijão Preto Tipo I kg	-0,0864	-0,1806	-0,1864	5,5246**	7,9581
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,0526	-0,1691	0,0855	5,2102**	7,9848
Dólar e Leite Integral Lt	-0,0023	-0,1287	0,1316	5,4798**	8,0211
Dólar e Macarrão kg	-0,0406	-0,0863	-0,1000	2,0874**	7,9956
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,1063	-0,0003	0,1072	4,1735**	7,9339
Dólar e Ovos Dz	-0,1843	-0,1109	-0,0456	5,1098**	8,0538
Dólar e Pernil com Osso Congelado kg	-0,1262	-0,0512	-0,0606	5,9957**	7,9113
Dólar e Traseiro com Osso kg	-0,2713	-0,0709	-0,0400	8,1544**	11,168
Dólar e Traseiro sem Osso kg	-0,0171	-0,0987	-0,1004	2,8309**	8,1798

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$  representa a Hipótese Nula de não cointegração ou seja, se  $\Phi(M)$  Calculado  $\leq \Phi(M)$  Crítico rejeita-se  $H_0$ . (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores críticos são tabelados por Enders and Siklos (2001) e obtidos através de 10.000 simulações utilizando o Método de Monte Carlo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A Tabela (5.8) apresenta a análise dos resultados para verificar se as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado são cointegradas com a série temporal da cotação do dólar através do Modelo MTAR, onde  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$  representa a Hipótese Nula de ajuste simétrico, ou seja, se  $t - Max(M)$  Calculado  $\leq t - Max(M)$  Crítico não se rejeita  $H_0$ . Conclui-se que todas as séries temporais são cointegradas ao nível de 5% (\*\*).

A Tabela (5.9) apresenta a análise dos resultados do Modelo MTAR com o

objetivo de verificar as séries temporais dos preços alimentos no atacado são assimétrica em relação a qualquer variação na cotação do dólar, onde  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$  representa a Hipótese Nula de ajuste simétrico ou seja, se  $t - Max(M)$  Calculado  $\leq t - Max(M)$  Crítico não se rejeita  $H_0$ . Conclui-se que a transmissão de preços para os alimentos no atacado são transmitidos de maneira simétrica em relação a qualquer variação na cotação do dólar ao nível de significância de 5% (\*\*).

Tabela 5.9 – Modelo MTAR aplicado à série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado para verificação de presença Assimetria.

Séries	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$t - Max(M)$ Calculado	$t - Max(M)$ Crítico
Dólar e Açúcar Cristal kg	-0,0598	-0,0027	0,1342	2,7608**	8,0979
Dólar e Arroz Tipo I kg	-0,0202	-0,1017	-0,0238	2,5940**	8,2207
Dólar e Banana Prata kg	-0,0097	-0,1954	0,0920	4,0906**	8,1044
Dólar e Café Conillon kg	-0,1015	-0,0001	0,1604	4,3042**	8,1210
Dólar e Café Torrado/Moído kg	-0,0311	-0,0655	0,3726	0,6963**	6,5575
Dólar e Cebola kg	-0,3744	-0,1057	0,1300	6,8440**	8,1506
Dólar e Costela Bovina kg	-0,1906	-0,0902	0,0522	1,2906**	8,1972
Dólar e Dianteiro com Osso kg	-0,2172	-0,0846	0,1346	2,6570**	8,1755
Dólar e Farinha Trigo kg	-0,0835	-0,0091	0,7502	3,8159**	6,8060
Dólar e Feijão Caupi Tipo I kg	-0,0065	-0,0893	0,1219	3,6744**	8,0813
Dólar e Feijão Cores Tipo I kg	-0,0357	-0,1557	-0,0750	5,4799**	8,3199
Dólar e Feijão Preto Tipo I kg	-0,0864	-0,1806	-0,1864	1,3257**	8,1877
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,0526	-0,1691	0,0855	1,7872**	8,1661
Dólar e Leite Integral Lt	-0,0023	-0,1287	0,1316	3,2785**	8,1093
Dólar e Macarrão Kg	-0,0406	-0,0863	-0,1000	0,5285**	8,0594
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,1063	-0,0003	0,1072	6,7879**	8,1932
Dólar e Ovos Dz	-0,1843	-0,1109	-0,0456	0,5941**	8,0535
Dólar e Pernil com Osso Congelado kg	-0,1262	-0,0512	-0,0606	1,3360**	8,3188
Dólar e Traseiro com Osso kg	-0,2713	-0,0709	-0,0400	6,4516**	8,0287
Dólar e Traseiro sem Osso kg	-0,0171	-0,0987	-0,1004	5,5323**	8,3215

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$  representa a Hipótese Nula de ajuste simétrico ou seja, se  $t - Max(M)$  Calculado  $\leq t - Max(M)$  Crítico não se rejeita  $H_0$ , logo as séries temporais são simétricas. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores críticos são tabelados por Enders and Siklos (2001) e obtidos através de 10.000 simulações utilizando o Método de Monte Carlo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Segundo Enders e Siklos (2001), muitas vezes o Modelo MTAR se apresenta mais adequado do que o Modelo TAR para a análise de produtos perecíveis, como alimentos, mesmo a análise dos dois modelos seguirem o mesmo raciocínio. A diferença entre eles é que o Modelo TAR utiliza uma função indicadora denominada de indicador

de *Heaviside* e o Modelo MTAR utiliza essa mesma função indicadora com aplicação de diferenças.

A seguir é apresentado os resultados para analisar o Teste de Causalidade de Granger emparelhado. Durante as análises, os resultados do Teste de Causalidade de Granger são apresentados de maneira bidirecional, porém aqui, foi analisado de modo unidirecional com o objetivo de verificar se a série temporal da cotação do dólar *causa* efeitos nas séries temporais dos preços dos alimentos no atacado.

O fato de não haver *causalidade de Granger* entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado não implica que não exista causalidade entre elas, apenas demonstra que a cotação do dólar não é um bom *previsor* para os preços dos alimentos no atacado.

Após analisar os resultados da (5.10), conclui-se que a série temporal da cotação do dólar *Causa Granger* nas séries temporais dos preços dos alimentos no atacado ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*).

Desta forma, sugere-se que o comportamento da variação na cotação do dólar seja um bom previsor para as variações dos preços dos alimentos no atacado.

A seguir apresenta-se a análise dos resultados para para verificar a transmissão de volatilidade entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado utilizando o Modelo BEEK.

Conforme as teorias apresentadas no tópico (4.8), a análise dos resultados para verificar a transmissão de volatilidade entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado se iniciam com a apresentação da Tabela (5.11) cujo os resultados foram obtidos através das séries de retornos (ou em primeira diferença) com base na seguinte equação logaritmizada  $R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100$  onde  $R_t$  corresponde ao retorno na data  $t$ ,  $P_t$  é o preço na data  $t$  e  $P_{t-1}$  é o preço da data  $t - 1$ .

A Tabela (5.11) fornece as seguintes informações: (i) a Estatística de Ljung-Box  $Q(m)$  (1978) usada para testar a Hipótese Nula ( $H_0$  : não apresenta presença de autocorrelação de ordem  $(m)$  nos resíduos das séries de retornos) e também utilizada para verificar a adequação do modelo ajustado; (ii) a Estatística de Ljung-Box  $Q^2(m)$

Tabela 5.10 – Teste de Causalidade de Granger Emparelhada aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado.

Hipóteses Nulas:	Estatística do Teste	P-Valor
Dólar não causa Granger Açúcar kg	1,5713***	0,0825
Dólar não causa Granger Arroz Tipo I kg	2,2785***	0,0824
Dólar não causa Granger Banana Prata kg	3,5169***	0,0628
Dólar não causa Granger Café Conillon kg	2,7562***	0,0671
Dólar não causa Granger Café Moído kg	3,4631**	0,0341
Dólar não causa Granger Cebola kg	6,2514*	0,0025
Dólar não causa Granger Costela Bovina kg	3,8603**	0,0234
Dólar não causa Granger Dianteiro com Osso kg	3,5613**	0,0311
Dólar não causa Granger Farinha Trigo kg	1,5819***	0,0889
Dólar não causa Granger Feijão Caupi Tipo I kg	0,0993***	0,5936
Dólar não causa Granger Feijão Cores Tipo I kg	3,4830**	0,0337
Dólar não causa Granger Feijão Preto Tipo I kg	4,0659**	0,0193
Dólar não causa Granger Frango Resfriado kg	6,3811*	0,0022
Dólar não causa Granger Leite Integral Lt	8,2834*	0,0004
Dólar não causa Granger Macarrão kg	3,2867**	0,0403
Dólar não causa Granger Óleo de Soja 900 ml	1,6937**	0,0448
Dólar não causa Granger Ovos Dz	2,9112***	0,0578
Dólar não causa Granger Pernil com Osso Congelado kg	3,2006**	0,0435
Dólar não causa Granger Traseiro com Osso kg	5,4150*	0,0055
Dólar não causa Granger Traseiro sem Osso kg	1,6275***	0,0584

Nota: Dólar = Cotação do Dólar. A hipótese nula  $H_0$ : Dólar não causa Granger nas séries temporais dos preços dos alimentos no atacado. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

(1978) (que utiliza a mesma Hipótese Nula para o Teste  $Q(m)$ ) usada para testar a presença de autocorrelação de ordem ( $m$ ) nos resíduos das séries de retornos ao quadrado, ou seja, usado para testar o efeito ARCH restante na equação de variância. Caso se rejeite  $H_0$ , conclui-se que existe a presença de autocorrelação nos resíduos da séries de retornos logaritmizadas e (iii) Teste LM( $m$ ) (Teste do Multiplicador de Lagrange) utilizado para investigar a Hipótese Nula ( $H_0$  : os resíduos padronizados das séries de retornos logaritmizadas não apresentam um comportamento ARCH).

Diante do exposto, todas as séries de retornos logaritmizadas de ordem  $m = 4, 8$  ou 12 apresentados na Tabela (5.11) que não apresentaram presença de autocorrelação através dos testes  $Q(m)$  e  $Q^2(m)$ , em algum momento apresentaram presença de autocorrelação de ordem ( $m$ ) para  $m \neq 4, 8$  ou 12. Do mesmo modo, todas as séries de retornos de ordem  $m = 12$  que não apresentaram a presença de efeito ARCH através

Tabela 5.11 – Teste de Diagnósticos Univariado dos Resíduos aplicado na série temporal da Cotação do Dólar e nas séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado antes da aplicação do Modelo BEKK.

Séries	Estatística Ljung-Box						ARCH-LM
	$Q(4)$	$Q(8)$	$Q(12)$	$Q^2(4)$	$Q^2(8)$	$Q^2(12)$	$LM(12)$
Dólar	21,630*	29,754*	31,634*	10,787**	11,600	11,963	16,174**
Açúcar Cristal kg	4,4202	9,1390	17,673	3,4322	9,0531	33,271*	25,891**
Arroz Tipo I kg	5,995	6,6293	8,9512	3,2681	6,3993	8,9652	15,273
Banana Prata kg	4,7350	11,101	16,634	3,0170	5,2430	9,6480	6,7000
Café Conillon kg	5,9871	15,291***	36,854*	15,109*	15,444***	23,563**	14,422**
Café Torrado/Moído kg	29,939*	35,401*	38,982*	33,310*	36,667*	38,540*	29,073*
Cebola kg	20,766*	31,752*	32,530*	3,9350	6,8930	9,2860	6,8420
Costela Bovina kg	7,8750***	9,5430	12,792	3,7120	13,185	15,793	17,375**
Dianteiro com Osso kg	2,0600	18,348**	21,438**	0,5360	2,1510	3,1410	3,4700
Farinha Trigo kg	13,175**	17,493**	22,379**	20,655*	22,335*	23,585**	20,367**
Feijão Caupi Tipo I kg	4,5730	6,0830	6,6610	1,4400	3,4200	4,6390	4,4650
Feijão Cores Tipo I kg	15,277*	17,456**	19,877***	3,2210	5,6940	10,209	10,213
Feijão Preto Tipo I kg	5,5230	12,221	13,466	20,019*	21,151*	24,835**	35,009*
Frango Resfriado kg	4,9960	13,591***	18,916***	13,175**	15,296***	18,644***	11,854***
Leite Integral Lt	42,032*	51,785*	57,433*	4,2540	5,9960	16,255	16,148
Macarrão kg	8,6230***	17,761**	20,946***	35,377*	37,182*	41,143*	33,842*
Óleo de Soja 900 ml	14,192*	18,706*	21,745*	19,930*	20,706*	20,888**	18,685***
Ovos Dz	18,621*	41,139*	50,320*	23,008*	60,797*	87,717*	34,235*
Pernil com Osso Congelado kg	7,1030	10,679	11,444	11,382**	12,601	18,833***	19,290***
Traseiro com Osso kg	15,618*	34,135*	43,304*	9,9970**	11,013	12,298	14,834**
Traseiro sem Osso kg	5,2100	11,702	14,802	9,3860***	19,696**	23,327**	20,497***

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $Q(m)$  e  $Q^2(m)$  representam as Estatísticas de Ljung-Box para testar a correlação serial sobre os resíduos padronizados e resíduos padronizados ao quadrado de ordem ( $m$ ) respectivamente. O Teste Multiplicador de Lagrange (ARCH-LM) verifica a existência de efeito ARCH nos resíduos padronizados de ordem ( $m$ ). (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

do teste  $LM(m)$ , em algum momento apresentaram a presença de efeito ARCH de ordem ( $m$ ) para  $m \neq 12$  conforme as teorias apresentadas no tópico (4.8). Os Testes de Ljung-Box (1978) e ARCH-LM foram realizados sob a perspectiva de 4, 8 e 12 defasagens, conforme sugerido por Tsay (2005).

Os resultados da Tabela (5.11) apontaram para a rejeição das hipóteses nula de não existência de correlação serial dos resíduos padronizados e dos resíduos padronizados ao quadrado utilizando o Teste de Ljung-Box e de não existência de efeito heterocedástico condicional autorregressivo utilizando o Teste ARCH-LM em todas as séries temporais

dos preços dos alimentos no atacado e a série temporal da cotação do dólar (corroborando a representação das séries temporais por uma modelagem heterocedástica condicional autorregressiva generalizada).

De acordo com a teoria do tópico (4.8), as Tabelas (5.12), (5.13) e (5.14) respectivamente apresentam os seguintes resultados: (1) os Modelos Bekk Assimétrico bivariado entre a série temporal da cotação do dólar e uma série temporal dos preços dos alimentos no atacado; (2) o Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ), utilizado para verificar se existe efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) ou efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ), utiliza-se o Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ) conjuntamente; (3) o teste Jarque e Bera (1987), que testa a normalidade dos resíduos padronizados; (4) os diagnósticos dos resíduos dos modelos representado pelos valores da estatística- $Q$ , que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados; e (5) o teste ARCH-LM, que verifica a existência de resquício do efeito ARCH nos resíduos padronizados.

Nas Tabelas (5.12), (5.13) e (5.14) os modelos estão representados pelos coeficientes estimados e suas respectivas estatísticas entre parênteses. Deste modo, os coeficientes do efeito ARCH são os elementos da matriz  $A$  ( $a_{12}$ ), os coeficientes do efeito GARCH são os elementos da matriz  $B$  ( $b_{12}$ ) e os coeficientes de assimetria são os elementos da matriz  $D$  ( $d_{12}$ ) conforme o sistema de equações (4.8.13). As estatística para o teste de diagnósticos (Teste Jarque-Bera, Estatística- $Q$  de Ljung-Box e Teste ARCH-LM) são reportados conjuntamente pelos valores de suas significâncias e suas respectivas estatísticas entre parênteses.

Os modelos foram estimados com a utilização do algoritmo BHHH de Berndt, Hall, Hall e Hausman (1974) e o Método Simplex nas primeiras 20 interações. Em outras vezes, seguido do algoritmo BFGS desenvolvido por Broyden (1970), Fletcher (1970), Goldfarb (1970) e Shanno (1970) até a convergência, considerando alternativamente a distribuição  $t$  de student, distribuição normal e a distribuição de erro generalizada (sigla em inglês, GED). Ao utilizar como critério o logaritmo da função de máxima verossimilhança e diagnóstico dos resíduos, os melhores modelos estimados foram encontrados, em geral, quando se utilizaram a GED como distribuição e o algoritmo BHHH e o Método Simplex em conjunto com o algoritmo BFGS.

Conforme o exposto no sistema de equações (4.8.13), a transferência de volatilidade ocorre do mercado  $i$  (cotação do dólar) para o mercado  $j$  (preços dos alimentos),  $i \neq j$ , quando pelo menos um dos coeficientes  $a_{ij}$  (elementos da matriz  $A$ ) ou  $b_{ij}$  (elementos da matriz  $B$ ) são estatisticamente significantes. Portanto, se  $a_{ij}$  for estatisticamente significativa, implica que a volatilidade (variância) do mercado  $j$  no presente é influenciada por choques ocorridos no mercado  $i$  no período anterior (passado) via efeito ARCH. Se  $b_{ij}$  for estatisticamente significativa, implica que a volatilidade (variância) do mercado  $j$  no presente é afetada por alterações na volatilidade (variância) do mercado  $i$  no período anterior (passado) via efeito GARCH. Se ambos ( $a_{ij}$  e  $b_{ij}$ ) forem estatisticamente significantes implica que a transferência de volatilidade ocorre do mercado  $i$  (cotação do dólar) para o mercado  $j$  (preços dos alimentos) via choques (efeito ARCH) e via volatilidade (efeito GARCH). Além disso, se os coeficientes da matriz  $D$  ( $d_{ij}$ ) forem estatisticamente significantes, implica que existe uma assimetria no modelo, ou seja, mas notícias causam mais volatilidade do que boas notícias.

No caso desse estudo, más notícias (aumento na cotação do dólar) causaria mais volatilidade nos preços dos alimentos do que boas notícias (queda na cotação do dólar). Aqui foi analisado apenas os resultados entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado, onde o índice  $i = 1$  está relacionado a série temporal da cotação do dólar e o índice  $j = 2$  está relacionado as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado. O caso contrário não foi analisado.

Ao analisar os resultados dos coeficientes  $a_{12}$  da Tabela (5.12), conclui-se que os preços dos alimentos no atacado no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via choques (efeito ARCH) nos seguintes casos: DO(1) e BP(2), DO(1) e CC(2), DO(1) e CT(2) e DO(1) e CE(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*). Por outro lado, DO(1) e AC(2) e DO(1) e AR(2) não apresentaram efeito ARCH.

Os resultados dos coeficientes  $b_{12}$  na Tabela (5.12), conclui-se que os preços dos alimentos no atacado no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via volatilidade (efeito GARCH) nos seguintes casos: DO(1) e AC(2), DO(1) e AR(2), DO(1) e BP(2), DO(1) e CT(2) e DO(1) e CE(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*). Porém, DO(1) e CC(2) não apresentou efeito GARCH. De modo geral, o preços do alimentos no atacado no presente da Tabela (5.12) são afetados via choques

Tabela 5.12 – Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado.

Coeficientes dos Modelos	Modelos					
	DO (1) AC (2)	DO (1) AR (2)	DO (1) BP (2)	DO (1) CC (2)	DO (1) CT (2)	DO (1) CE (2)
$a_{12}$	-0,0584 (-0,5655)	0,0303 (0,3581)	-0,2437 (-2,9110*)	0,1459 (6,4233*)	-0,7615 (-2,3775**)	0,8816 (7,2370*)
$b_{12}$	0,2458 (6,3147*)	-0,2361 (-7,9618*)	0,2669 (3,1933*)	-0,0481 (-0,3251)	-0,5181 (-3,2760*)	-0,2252 (-2,2366**)
$d_{12}$	0,2202 (1,8624***)	0,2829 (1,7636***)	0,0000 (0,0000)	0,0767 (0,2639)	0,0281 (0,0989)	1,5520 (5,0656*)
Teste de Wald						
$a_{12} = b_{12} = 0$	0,0000 (20,370*)	0,0000 (31,709*)	0,0003 (7,8775*)	0,0000 (17,034*)	0,0000 (10,1524*)	0,0000 (27,020*)
Diagnósticos dos Resíduos						
Teste Jarque-Bera	0,0090 (13,457*)	0,0980 (7,8326***)	0,1900 (6,1310)	0,1610 (6,5550)	0,0110 (13,022**)	0,3790 (4,2090)
Estatística Q(10)	0,0291 (56,825**)	0,0173 (57,665**)	0,0000 (150,91*)	0,0000 (125,02*)	0,0000 (154,73*)	0,0000 (91,015*)
ARCH-LM (12)	0,0034 (151,98*)	0,0000 (206,50*)	0,0912 (129,40***)	0,0861 (128,58***)	0,0000 (178,51*)	0,0043 (150,41*)

Nota: DO = Cotação do Dólar, AC = Açúcar Cristal kg, AR = Arroz Tipo I kg, BP = Banana Prata kg, CF = Café Conillon kg, CT = Café Torrado/Moído kg, CE = Cebola kg. Os números dentro dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

(ARCH) ou via volatilidades (GARCH) quando a cotação do dólar sofre alteração no período anterior.

Verificando a assimetria através dos coeficientes  $d_{12}$  da Tabela (5.12), conclui-se que DO(1) e AC(2), DO(1) e AR(2) e DO(1) e CE(2) são assimétricos ao nível de significância de 1% (\*) ou 10% (\*\*\*) , indicando que o preços dos alimentos no atacado sofrem uma maior variação quando ocorre uma má notícia (aumento na cotação do dólar) do que em relação a uma boa notícia (queda na cotação do dólar) e DO(1) e BP(2), DO(1) e CC(2) e DO(1) e CT(2) são considerados simétricos, ou seja, o aumento ou diminuição na cotação do dólar provoca um efeito nos preços desses alimentos no

atacado de mesma magnitude.

Caso as séries temporais não apresentem efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) e nem efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ), utiliza-se o Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ) para verificar esses efeitos em conjunto. Como todas as séries temporais da Tabela (5.12) apresentaram efeito ARCH ou efeito GARCH os resultados apresentados na Tabela (5.12) do Teste de Wald não foram analisados aqui.

Ao analisar os resultados da Tabela (5.12) em relação ao Teste Jarque Bera (1987), que examina a normalidade dos resíduos padronizados, verificou-se que o DO(1) e AC(2), DO(1) e AR(2) e DO(1) e CT(2) são estaticamente significantes ao nível de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*) e os demais não.

Os resultados da Estatística  $Q(m)$  de Ljung-Box (aqui se utilizou a Estatística  $Q(10)$ ), que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados apresentados na Tabela (5.12) atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*).

Todos os resultados em relação ao teste ARCH-LM na Tabela (5.12), que verifica a existência de resquícios do efeito ARCH nos resíduos padronizados atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*).

Ao analisar os resultados dos coeficientes  $a_{12}$  da Tabela (5.13), conclui-se que os preços dos alimentos no atacado no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via choques (efeito ARCH) nos seguintes casos: DO(1) e CB(2), DO(1) e FT(2), DO(1) e FA(2), DO(1) e FP(2) e DO(1) e FR(2) ao nível de significância de 1% (\*) e DO(1) e DI(2) e DO(1) e FC(2) não apresentaram efeito ARCH.

Os resultados dos coeficientes  $b_{12}$  na Tabela (5.13), conclui-se que os preços dos alimentos no atacado no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via volatilidade (efeito GARCH) nos seguintes casos: DO(1) e DI(2), DO(1) FA(2), DO(1) e FC(2) e DO(1) e FP(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 10% (\*\*\*) e DO(1) e CB(2), DO(1) e FT(2) e DO(1) e FR(2) não apresentaram efeito GARCH. De modo geral, o preços do alimentos no atacado no presente da Tabela (5.13) são afetados via choques (ARCH) ou via volatilidades (GARCH) quando a cotação do dólar sofre

Tabela 5.13 – Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado.

Coeficientes dos Modelos	Modelos						
	DO (1) CB (2)	DO (1) DI (2)	DO (1) FT (2)	DO (1) FA (2)	DO (1) FC (2)	DO (1) FP (2)	DO (1) FR (2)
$a_{12}$	0,3263 (3,9705*)	-0,4473 (-0,9747)	-0,1015 (-4,9649*)	0,5282 (12,256*)	0,3247 (0,7355)	0,3069 (3,1518*)	-0,6923 (-5,5286*)
$b_{12}$	-0,0815 (-0,5018)	1,2782 (3,4609*)	0,0475 (1,6016)	0,3459 (5,5353*)	0,2109 (1,8420***)	1,0667 (7,2233*)	-0,2096 (-1,0302)
$d_{12}$	-2,4855 (-4,841*)	0,0000 (0,0000)	-0,0234 (-0,6932)	-0,5917 (-2,5944*)	3,2055 (5,3105*)	-2,2758 (-11,194*)	0,4155 (2,6601*)
Teste de Wald							
$a_{12} = b_{12} = 0$	0,0000 (8,3427*)	0,0008 (7,0965*)	0,0000 (12,5863*)	0,0000 (443,95*)	0,0000 (10,5323*)	0,0000 (26,0927*)	0,0000 (15,417*)
Diagnósticos dos Resíduos							
Teste Jarque-Bera	0,1670 (6,4620)	0,0000 (52,690*)	0,0030 (15,829*)	0,0120 (12,821**)	0,1240 (7,2290)	0,0670 (8,7760***)	0,0370 (10,186**)
Estatística Q(10)	0,0000 (131,61*)	0,0522 (48,161***)	0,0000 (124,33*)	0,0000 (101,30*)	0,0000 (139,47*)	0,0000 (132,92*)	0,0000 (144,55*)
ARCH-LM (12)	0,0004 (163,89*)	0,0000 (211,36*)	0,0000 (174,09*)	0,0000 (213,42*)	0,0000 (160,58*)	0,0000 (200,73*)	0,0000 (173,82*)

Nota: DO = Cotação do Dólar, CB = Costela Bovina kg, DI = Dianteiro com Osso kg, FT = Farinha de Trigo kg, FA = Feijão Caupi Tipo I kg, FC = Feijão Cores Tipo I kg, FP = Feijão Preto Tipo I kg, FR = Frango Resfriado kg. Os números dentro dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

alteração no período anterior.

Verificando a assimetria através dos coeficientes  $d_{12}$  da Tabela (5.13), conclui-se que DO(1) e CB(2), DO(1) e FA(2), DO(1) e FC(2), DO(1) e FP(2) e DO(1) e FR(2) são assimétricos ao nível de significância de 1% (\*), indicando que o preços desses alimentos no atacado sofrem uma maior variação quando ocorre uma má notícia (aumento na cotação do dólar) do que em relação a uma boa notícia (queda na cotação do dólar) e DO(1) e DI(2) e DO(1) e FT(2) são considerados simétricos, ou seja, o aumento ou diminuição da cotação do dólar provoca um efeito nos preços desses alimentos no atacado de mesma magnitude.

Caso as séries temporais não apresentem efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) e nem efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ), utiliza-se o Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ) para verificar esses efeitos em conjunto. Como todas as séries temporais da Tabela (5.13) apresentaram efeito ARCH ou efeito GARCH os resultados apresentados na Tabela (5.13) do Teste de Wald não foram analisados aqui.

Ao analisar os resultados da Tabela (5.13) em relação ao Teste Jarque Bera (1987), que examina a normalidade dos resíduos padronizados, verificou-se que o DO(1) e DI(2), DO(1) e FT(2), DO(1) e FA(2), DO(1) e FC(2), DO(1) e FP(2) e DO(1) e FR(2) são estaticamente significantes ao nível de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*) e os demais não.

Os resultados da Estatística  $Q(m)$  de Ljung-Box (aqui se utilizou a Estatística  $Q(10)$ ), que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados apresentados na Tabela (5.13) atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*) ou 10% (\*\*\*)

Todos os resultados em relação ao teste ARCH-LM na Tabela (5.13), que verifica a existência de resquícios do efeito ARCH nos resíduos padronizados atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*).

Ao analisar os resultados dos coeficientes  $a_{12}$  da Tabela (5.14), conclui-se que os preços dos alimentos no atacado no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via choques (efeito ARCH) nos seguintes casos: DO(1) e LI(2), DO(1) e MA(2), DO(1) e OS(2), DO(1) e PE(2) E DO(1) e TO(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*) e DO(1) e OV(2) e DO(1) e TS(2) não apresentaram efeito ARCH.

Os resultados dos coeficientes  $b_{12}$  da Tabela (5.14), conclui-se que os preços dos alimentos no atacado no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via volatilidade (efeito GARCH) nos seguintes casos: DO(1) e LI(2), DO(1) e OS(2), DO(1) e OV(2), DO(1) e PE(2), DO(1) e TO(2) e DO(1) e TS(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*) e DO(1) e MA(2) não apresentou efeito GARCH. De modo geral, o preços do alimentos no atacado no presente da Tabela (5.14) são afetados via choques (ARCH) ou via volatilidades (GARCH) quando a cotação do dólar sofre

Tabela 5.14 – Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Atacado.

Coeficientes dos Modelos	Modelos						
	DO (1) LI (2)	DO (1) MA (2)	DO (1) OS (2)	DO (1) OV (2)	DO (1) PE (2)	DO (1) TO (2)	DO (1) TS (2)
$a_{12}$	0,1003 (2,7268*)	-0,4538 (-2,2795**)	-0,1616 (-2,093**)	0,0290 (0,3990)	1,2407 (2,1565**)	0,9333 (1898,1*)	-0,4160 (-1,5938)
$b_{12}$	-0,6549 (-11,195*)	0,0367 (1,6175)	0,1635 (5,2093*)	-0,0152 (2,4109**)	1,3938 (4,4883*)	-3,3045 (-96,606*)	-1,3682 (-6,6565*)
$d_{12}$	1,0121 (4,3096*)	-0,1255 (-1,3327)	-0,1026 (-0,4452)	-0,2717 (-5,0183*)	-0,0751 (-0,8469)	-1,2779 (-4,9624*)	5,0609 (7,1179*)
Teste de Wald							
$a_{12} = b_{12} = 0$	0,0000 (114,87*)	0,0261 (3,6453**)	0,0000 (15,926*)	0,0459 (3,0175**)	0,0000 (12,209*)	0,0000 (21270*)	0,0000 (38,001*)
Diagnósticos dos Resíduos							
Teste Jarque-Bera	0,2320 (5,5850)	0,2520 (5,3640)	0,2040 (5,9330)	0,0010 (18,708*)	0,0000 (72,071*)	0,0010 (18,075*)	0,1860 (6,1770)
Estatística Q(10)	0,0000 (98,272*)	0,0000 (114,30*)	0,0000 (94,024*)	0,0206 (60,285**)	0,0264 (59,063**)	0,0000 (133,82*)	0,0000 (109,99*)
ARCH-LM (12)	0,0000 (208,12*)	0,0405 (134,94**)	0,0000 (176,53*)	0,0108 (144,57**)	0,0049 (149,71*)	0,0410 (134,85**)	0,0000 (182,05*)

Nota: DO = Cotação do Dólar, LI = Leite Integral Lt, MA = Macarrão kg, OS = Óleo de Soja 900 ml, OV = Ovos Dz, PE = Pernil com Osso Congelado kg, TO = Traseiro com Osso kg, TS = Traseiro sem Osso kg. Os números dentro dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

alteração no período anterior.

Verificando a assimetria através dos coeficientes  $d_{12}$  da Tabela (5.14), conclui-se que DO(1) e LI(2), DO(1) e OV(2), DO(1) e TO(2) e DO(1) e TS(2) são assimétricos ao nível de significância de 1% (\*), indicando que o preços desses alimentos no atacado sofrem uma maior variação quando ocorre uma má notícia (aumento na cotação do dólar) do que em relação a uma boa notícia (queda na cotação do dólar) e DO(1) e MA(2), DO(1) e OS(2) e DO(1) e PE(2) são considerados simétricos, ou seja, o aumento ou diminuição na cotação do dólar provoca um efeito nos preços desses alimentos no atacado de mesma magnitude.

Caso as séries temporais não apresentem efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) e nem efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ), utiliza-se o Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ) para verificar esses efeitos em conjunto. Como todas as séries temporais da Tabela (5.14) apresentaram efeito ARCH ou efeito GARCH os resultados apresentados na Tabela (5.14) do Teste de Wald não foram analisados aqui.

Ao analisar os resultados da Tabela (5.14) em relação ao Teste Jarque Bera (1987), que examina a normalidade dos resíduos padronizados, verificou-se que o DO(1) e OV(2), DO(1) e PE(2) e DO(1) e TO(2) são estaticamente significantes ao nível de 1% (\*) e os demais não.

Os resultados da Estatística  $Q(m)$  de Ljung-Box (aqui se utilizou a Estatística  $Q(10)$ ), que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados apresentados na Tabela (5.14) atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*).

Todos os resultados em relação ao teste ARCH-LM na Tabela (5.14), que verifica a existência de resquícios do efeito ARCH nos resíduos padronizados atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*).

Em relação a Transmissão de Volatilidade, os resultados obtidos neste trabalhos são corroborados pelos resultados dos seguintes trabalhos: Fasanya, Olawepo (*Investigating spillover effects between foreign exchange rate volatility and commodity price volatility in Uganda*, 2018) e Siami-Namini et al (*Volatility transmission among oil price, exchange rate and agricultural commodities prices*, 2018).

A seguir é apresentado a análise dos dados entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais do preços dos alimentos no Varejo do mesmo modo que foi apresentado anteriormente nas séries temporais dos preços dos alimentos no Atacado.

## 5.2 Séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo

As séries temporais mensais dos preços dos alimentos no varejo utilizadas nesta pesquisa são: *Acém 2ª kg*<sup>5</sup>, *Açúcar kg*, *Alcatra 1ª Kg*<sup>6</sup>, *Alho kg*<sup>7</sup>, *Arroz kg*, *Banana Prata kg*, *Batata Doce kg*, *Café Moído kg*, *Cebola kg*, *Contra Filé 1ª kg*, *Costela Bovina kg*, *Coxão Duro 1ª kg*, *Coxão Mole 1ª kg*, *Farinha de Trigo kg*, *Feijão Carioca kg*, *Feijão Preto kg*, *Frango Resfriado kg*, *Leite Integral Lt*<sup>8</sup>, *Lombo Suíno kg*, *Macarrão 500 g*<sup>9</sup>, *Maçã kg*, *Margarina 500 gramas*, *Músculo 2ª kg*, *Óleo de Soja 900 ml*<sup>10</sup>, *Ovos Dz*<sup>11</sup>, *Paleta 2ª kg*, *Pão Francês 50 g*, *Patinho 1ª kg*, *Pernil Suíno kg* e *Tomate kg*, além da série temporal da cotação do dólar.

A Tabela (5.15) apresenta os resultados para o teste de raiz unitária conforme a teoria descrita no tópico (4.5) com o objetivo de verificar se a série temporal da cotação do dólar e as série temporais dos preços dos alimentos no varejo são estacionárias. Para tal procedimento foi utilizado o Teste ADF que tem como hipótese nula,  $H_0$  : a existência de raiz unitária. Os valores críticos utilizados são fornecidos pela Tabela (4.1) e os níveis de integração  $I(n)$ , denota o número de diferenças aplicados nas séries temporais até torná-las estacionárias. Conclui-se que todas as séries temporais em estudo não são estacionárias em nível conforme os resultados da Tabela (5.15), porém após a aplicação da primeira diferença todas as séries temporais são estacionárias de ordem (1) ou  $I(1)$  ao nível de 1% (\*) de significância.

O Teste DW apresentado na subseção (4.5.4) é bastante utilizado quando se está estudando séries temporais, porém, o mesmo só pode ser usado em séries temporais de primeira ordem, não sendo aplicados a outras ordens. Como todas séries temporais da Tabela (5.15) foram estacionárias de ordem (1) ou  $I(1)$  ao nível de 1% (\*) de significância, conclui-se que os valores das estatísticas- $t$  e o Teste DW são satisfatórias segundo a hipótese nula e os critérios utilizados, pois segundo Gujarati (2011), baixos valores nas estatísticas- $t$  e o Teste DW podem não ter nenhum significado econômico. Neste caso,

<sup>5</sup> 2ª - Essa simbologia é utilizada para identificar uma carne de segunda, ou seja, tipo II.

<sup>6</sup> 1ª - Essa simbologia é utilizada para identificar uma carne de primeira, ou seja, tipo I.

<sup>7</sup> kg - Essa simbologia é utilizada para representar o peso em quilogramas.

<sup>8</sup> Lt - Essa simbologia é utilizada para representar o volume em litros.

<sup>9</sup> g - Essa simbologia é utilizada para representar o peso em gramas.

<sup>10</sup> ml - Essa simbologia é utilizada para representar o volume em mililitros.

<sup>11</sup> Dz - Essa simbologia é utilizada para representar uma dúzia.

Tabela 5.15 – Teste ADF para estacionariedade e níveis de integração aplicados às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e a série temporal da Cotação do Dólar.

Séries	ADF		ADF		Decisão
	Em Nível		1ª Diferença		
	Estatística do Teste	DW	Estatística do Teste	DW	
Dólar	-0,6705	1,9762	-5,5910*	1,9735	<i>I</i> (1)
Acém 2ª kg	-1,2622	1,8502	-5,8714*	1,8400	<i>I</i> (1)
Açúcar kg	-2,7412	1,9493	-7,7370*	1,9156	<i>I</i> (1)
Alcatra 1ª kg	-2,3233	1,9754	-5,1194*	1,9357	<i>I</i> (1)
Alho kg	-1,8383	1,7682	-6,4475*	2,0029	<i>I</i> (1)
Arroz kg	-2,7671	1,9574	-8,2573*	1,9278	<i>I</i> (1)
Banana Prata kg	-2,4695	1,7870	-8,6652*	2,0867	<i>I</i> (1)
Batata Doce kg	-0,7975	1,8263	-10,884*	2,0112	<i>I</i> (1)
Café Moído kg	-1,5787	2,0558	-17,926*	2,0813	<i>I</i> (1)
Cebola kg	-1,1682	1,9609	-9,3122*	1,9560	<i>I</i> (1)
Contra Filé 1ª kg	-2,3137	1,9301	-6,2981*	1,9049	<i>I</i> (1)
Costela Bovina kg	-1,8341	1,7923	-4,2824*	1,7747	<i>I</i> (1)
Coxão Duro 1ª kg	-2,3989	1,8698	-12,162*	1,8141	<i>I</i> (1)
Coxão Mole 1ª kg	-1,6513	1,9487	-4,9622*	1,9248	<i>I</i> (1)
Farinha de Trigo kg	-2,7182	2,0906	-7,9548*	2,0393	<i>I</i> (1)
Feijão Carioca kg	-1,1955	1,8952	-7,7768*	1,8912	<i>I</i> (1)
Feijão Preto kg	-2,1945	1,8894	-7,7758*	1,8724	<i>I</i> (1)
Frango Resfriado kg	-0,8335	1,7415	-10,564*	1,9877	<i>I</i> (1)
Leite Integral Lt	-1,5133	1,9848	-8,5386*	1,9921	<i>I</i> (1)
Lombo Suíno kg	-2,4229	2,1867	-13,879*	1,9593	<i>I</i> (1)
Macarrão 500 g	-1,9016	1,6613	-10,141*	2,0138	<i>I</i> (1)
Maçã kg	-2,8173	1,7578	-11,121*	2,0092	<i>I</i> (1)
Margarina 500 g	-0,4321	2,3604	-14,353*	2,0657	<i>I</i> (1)
Músculo 2ª kg	-0,4321	1,8242	-10,674*	1,7193	<i>I</i> (1)
Óleo de Soja 900 ml	-2,1404	2,0796	-8,3302*	2,0494	<i>I</i> (1)
Ovos Dz	-1,5819	2,0573	-12,573*	2,0142	<i>I</i> (1)
Paleta 2ª kg	-1,7527	1,7114	-4,2745*	1,9001	<i>I</i> (1)
Pão Francês 50 g	-2,4854	1,9961	-14,321*	2,0249	<i>I</i> (1)
Patinho 1ª kg	-1,6576	1,9954	-3,7853*	1,9648	<i>I</i> (1)
Pernil Suíno kg	-1,9372	1,6727	-10,164*	1,9593	<i>I</i> (1)
Tomate kg	-1,0102	2,1600	-13,049*	1,9654	<i>I</i> (1)

Nota: Dólar = Cotação do Dólar. As defasagens utilizadas no Teste ADF foram escolhidas utilizando os critérios de informação BIC/SBC e os valores críticos utilizados são os fornecidos pela Tabela (4.1). O Teste ADF tem como hipótese nula,  $H_0$ : a existência de raiz unitária. Os níveis de integração  $I(n)$ , denota o número de diferenças aplicadas na série até torná-la estacionária. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

os valores do Teste DW estão próximos de 2 para as séries temporais de primeira ordem, descartando-se um possível problema de autocorrelação que é a dependência temporal

dos valores sucessivos dos resíduos.

Na Tabela (5.16) estão dispostos os coeficientes das regressões lineares simples logaritmizadas dadas pela equação  $\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_t) + u_t$ , onde  $\beta_0 =$  constante,  $\beta_1 =$  coeficiente da variável independente,  $x_t =$  variável independente representada pela a série temporal da cotação do dólar,  $y_t =$  variáveis dependentes representadas pelas séries temporais dos preços dos alimentos no varejo e  $u_t =$  erro aleatório que possui uma distribuição Normal  $(0, \sigma^2)$ , além do P-Valor da constante  $\beta_0$  e P-Valor do coeficiente da variável independente  $\beta_1$ .

As regressões lineares da Tabela (5.16) estão dispostos em ordem crescente em relação ao coeficiente  $\beta_1$ . A priori, conclui-se que todos os coeficientes de  $\beta_1$  (coeficiente da variável independente) na Tabela (5.16) são significativos ao nível de 1% (\*), porém não se pode afirmar que existe uma relação linear entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo, pois pode ser que que essas regressões sejam espúrias. Para se resolver esse problema foi utilizado procedimentos estatísticos para verificar a ocorrência de cointegração entre as variáveis. Conforme Engle e Granger (1987) um grupo de séries temporais não estacionárias em nível podem caminhar juntas, logo possuem relações de cointegração se uma certa combinação linear dessas séries temporais são estacionárias estabelecendo uma relação de equilíbrio a longo prazo. Em outras palavras, consiste em verificar se a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo apresentam uma relação de equilíbrio a longo prazo.

Conforme a teoria da Seção (4.6). O conceito de cointegração foi introduzido em uma série de artigos de Granger (1983) e Granger e Weis (1983). Existem várias abordagens para testar cointegração, porém neste trabalho foi utilizado o Método de Engle-Granger de dois passos (ENGLE-GRANGER, 1987) que consiste em verificar se as séries temporais não são estacionárias em nível, mas são estacionárias em diferenças conforme a Tabela (5.15), em seguida gera-se as regressões lineares logaritmizadas (Tabela (5.16)) e aplica-se o Teste ADF (fornecidos pela Tabela (4.2)) nos resíduos dessas regressões para verificar se elas são estacionárias em nível concluindo que são cointegradas, caso contrário, se os resíduos não forem estacionários em nível conclui-se que as séries temporais não são cointegradas. A cointegração é um requisito primordial

Tabela 5.16 – Regressão linear simples logaritimizada aplicada às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo (variável dependente) e a série temporal da Cotação do Dólar (variável independente).

Séries	$\beta_0$	$\beta_1$	P-Valor $\beta_0$	P-Valor $\beta_1$
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	0,8294	0,2409*	0,0000	0,0000
Dólar e Açúcar kg	0,0568	0,4750*	0,4106	0,0000
Dólar e Lombo Suíno kg	2,1627	0,5037*	0,0000	0,0000
Dólar e Pernil Suíno kg	1,8444	0,5268*	0,0000	0,0000
Dólar e Feijão Carioca kg	0,9411	0,5382*	0,0000	0,0000
Dólar e Arroz kg	0,2115	0,5589*	0,0000	0,0000
Dólar e Macarrão 500 g	0,3630	0,5736*	0,0000	0,0000
Dólar e Margarina 500 g	0,6162	0,6419*	0,0000	0,0000
Dólar e Banana Prata kg	0,3342	0,6506*	0,0000	0,0000
Dólar e Frango Resfriado kg	0,9223	0,6669*	0,0000	0,0000
Dólar e Farinha de Trigo kg	0,2481	0,7127*	0,0000	0,0000
Dólar e Pão Francês 50 g	-1,558	0,7182*	0,0000	0,0000
Dólar e Ovos Dz	0,6161	0,7493*	0,0000	0,0000
Dólar e Café Moído kg	1,9863	0,7586*	0,0000	0,0000
Dólar e Feijão Preto kg	0,9006	0,7648*	0,0000	0,0000
Dólar e Tomate kg	0,4353	0,7651*	0,0000	0,0000
Dólar e Coxão Mole 1 <sup>a</sup> kg	2,1392	0,7720*	0,0000	0,0000
Dólar e Alcatra 1 <sup>a</sup> kg	2,2160	0,7770*	0,0000	0,0000
Dólar e Leite Integral Lt	0,1483	0,7826*	0,0001	0,0000
Dólar e Coxão Duro 1 <sup>a</sup> kg	2,0137	0,7961*	0,0000	0,0000
Dólar e Contra Filé 1 <sup>a</sup> kg	2,1903	0,7964*	0,0000	0,0000
Dólar e Cebola kg	0,2472	0,7979*	0,0004	0,0000
Dólar e Acém 2 <sup>a</sup> kg	1,7056	0,8069*	0,0000	0,0000
Dólar e Paleta 2 <sup>a</sup> kg	1,7198	0,8121*	0,0000	0,0000
Dólar e Patinho 1 <sup>a</sup> kg	2,0037	0,8304*	0,0000	0,0000
Dólar e Batata Doce kg	0,1574	0,8453*	0,0292	0,0000
Dólar e Maçã kg	0,5863	0,8829*	0,0000	0,0000
Dólar e Músculo 2 <sup>a</sup> kg	1,6569	0,8844*	0,0000	0,0000
Dólar e Costela Bovina kg	1,1715	0,8995*	0,0000	0,0000
Dólar e Alho kg	1,4987	1,0974*	0,0000	0,0000

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $\beta_0$  e  $\beta_1$  representam a constante e o coeficiente da variável independente na regressão linear respectivamente conforme a equação  $\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_t) + u_t$ . (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os critérios de informação AIC/SBC foram utilizados para escolher o melhor modelo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

para qualquer série temporal com dados econômicos que não seja estacionário.

Ao analisar os resultados da Tabela (5.17), conclui-se que todas as 30 regressões lineares logaritmizadas apresentadas na Tabela (5.16) foram cointegradas ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*) indicando que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo. Ademais, pelo Teste DW ficou constatado que não existe autocorrelação nos resíduos.

Vale ressaltar que as séries temporais no varejo dos preços da Alcatra, Café Moído, Contra Filé, Coxão Duro, Margarina e Pernil Suíno foram cointegradas ao nível de 10% (\*\*\*) indicando uma menor robustez do modelo quando houver uma alteração média mensal da cotação do dólar nos preços desses alimentos descrito anteriormente. Se considerarmos apenas os níveis de significância de 1% (\*) e 5% (\*\*), concluiria-se que esses alimentos não seriam cointegrados (possuindo um regressão espúria), indicando que não existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries temporais dos preços desses alimentos e a série temporal da cotação do dólar segundo a teoria da Cointegração de Engle-Granger apresentado no tópico (4.6.4).

O motivo de se logaritmizar a regressão linear simples conforme a equação  $\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_t) + u_t$  se deve ao fato de que a interpretação dos resultados se tornam mais simples, ou seja, quando  $x = 1$ , implica que  $\ln(x) = 0$ , logo o valor esperado de  $y$  é  $e^{\beta_0}$  e quando  $x$  for aumentado em 1%, espera-se uma variação de  $\beta_1\%$  em  $y$ .

Após a confirmação de cointegração dos resultados da Tabela (5.17), analisou-se os resultados das regressões lineares logaritmizadas apresentados na Tabela (5.16) concluindo-se, que para cada alteração na variação média mensal da cotação do dólar de (1%) (definido pela variável independente ( $x_t$ )), todas as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo (definido pela variável independente ( $y_t$ )) sofrem uma alteração média mensal de ( $\beta_1\%$ ). Logo, cada um dos alimentos da Tabela (5.2) sofrem uma variação média mensal em seus preços de modo percentual da seguinte maneira: Óleo de Soja terá uma variação média mensal de 0,2409%, 0,4750% para o Açúcar, 0,5037% para o Lombo Suíno, 0,5268% para o Pernil Suíno, 0,5382% para o Feijão Carioca, 0,5589 para o Arroz, 0,5736% para o Macarrão, 0,6419% para a Margarina, 0,6506% para a Banana Prata, 0,6669% para o Frango Resfriado, 0,7127% para a Farinha de

Tabela 5.17 – Teste ADF em nível com os resíduos das regressões lineares logaritmizadas para verificar a Cointegração de Engle-Granger entre as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e a série temporal da Cotação do Dólar.

Séries	Estatística do Teste	P-Valor	DW
Dólar e Acém 2ª kg	-3,5529**	0,0180	1,8641
Dólar e Açúcar kg	-3,7125**	0,0149	2,0178
Dólar e Alcatra 1ª kg	-3,3111**	0,0489	1,9670
Dólar e Alho kg	-3,5949**	0,0341	2,0097
Dólar e Arroz kg	-3,9728*	0,0017	1,9754
Dólar e Banana Prata kg	-3,6535**	0,0290	1,9949
Dólar e Batata Doce kg	-4,5605*	0,0017	2,0833
Dólar e Café Moído kg	-3,0436***	0,0536	1,9958
Dólar e Cebola kg	-5,7321*	0,0000	1,9735
Dólar e Contra Filé 1ª kg	-3,2136**	0,0486	1,8973
Dólar e Costela Bovina kg	-3,9529*	0,0024	1,8591
Dólar e Coxão Duro 1ª kg	-3,2978**	0,0412	1,9424
Dólar e Coxão Mole 1ª kg	-3,6100**	0,0325	1,8617
Dólar e Farinha de Trigo kg	-3,6099**	0,0225	2,0964
Dólar e Feijão Carioca kg	-4,0532*	0,0016	1,9616
Dólar e Feijão Preto kg	-3,4890**	0,0444	1,9723
Dólar e Frango Resfriado kg	-3,2244**	0,0206	1,9479
Dólar e Leite Integral Lt	-4,1461*	0,0001	1,9182
Dólar e Lombo Suíno kg	-3,1042***	0,0697	1,9233
Dólar e Macarrão 500 g	-3,8444*	0,0070	2,0297
Dólar e Maçã kg	-3,8448*	0,0060	1,9956
Dólar e Margarina 500 g	-3,0183***	0,0864	1,9680
Dólar e Músculo 2ª kg	-3,2825**	0,0434	1,8992
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-3,5329**	0,0398	1,9866
Dólar e Ovos Dz	-3,5664**	0,0367	2,0034
Dólar e Paleta 2ª kg	-2,9867***	0,0830	1,8571
Dólar e Pão Francês 50 g	-3,4307**	0,0414	1,9898
Dólar e Patinho 1ª kg	-3,1773**	0,0496	1,9207
Dólar e Pernil Suíno kg	-3,0142***	0,0722	1,9868
Dólar e Tomate kg	-6,2294*	0,0000	2,0154

Nota: Dólar = Cotação do Dólar. As defasagens utilizadas no Teste ADF em nível foram escolhidas utilizando os critérios de informação AIC/SBC e os valores críticos utilizados são os fornecidos pela Tabela (4.2). O Teste ADF tem como hipótese nula,  $H_0$ : a existência de raiz unitária. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Trigo, 0,7182% para o Pão Francês, 0,7493% para os Ovos, 0,7586% para o Café Moído, 0,7648% para o Feijão Preto, 0,7651% para o Tomate, 0,7720% para o Coxão Mole, 0,7770% para a Alcatra, 0,7826% para o Leite Integral, 0,7961% para o Coxão Duro, 0,7964% para o Contra Filé, 0,7979% para a Cebola, Acém para o 0,8069%, 0,8121% para a Paleta, 0,8304% para o Patinho, 0,8453% para a Batata Doce, 0,8829% para

a Maçã, 0,8844% para o Músculo, 0,8995% para a Costela Bovina e 1,0971% para o Alho.

A Tabela (5.18) apresenta a análise dos resultados do Modelo de Correção de Correção de Erros (MCE) com a finalidade de verificar como é incorporado as informações de curto prazo ao seu valor de equilíbrio de longo prazo, onde  $\pi$  é o efeito de realimentação (ou coeficiente de ajuste) e mostra quanto do desequilíbrio está sendo corrigido em cada período, e até que ponto qualquer desequilíbrio na cotação do dólar no período anterior afeta qualquer ajuste no preço dos alimentos no varejo ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*) .

Quando houver uma variação de 1% na cotação do dólar, a velocidade de ajuste do preço do Tomate no curto prazo ao seu equilíbrio de longo prazo demorará em torno de 3,38 meses, pois recebe um impacto de 29,56% ao mês. Para facilitar a interpretação do leitor, as outras conclusões seguem o mesmo raciocínio e são apresentadas na Tabela (5.19).

Do mesmo modo, vale destacar que as séries temporais do Coxão Duro, Frango Resfriado, Lombo Suíno, Macarrão, Margarina, Músculo, Patinho e Pernil Suíno apresentam uma relação de curto prazo ao seu valor de equilíbrio a longo prazo quando ocorre uma variação na cotação do dólar ao nível de 10% (\*\*\*) conforme o resultados da Tabela (5.4).

Se considerarmos apenas os níveis de significância de 1% (\*) e 5% (\*\*), concluiria-se que esses alimentos não possuiriam uma informação (valor de  $\tau$ ) de desequilíbrio de curto prazo ao seu valor de equilíbrio a longo prazo segundo a teoria do Modelo de Correção de Erros apresentado no tópico (4.6.4).

Na sequência, é apresentado tabelas que contemplam os coeficientes dos Modelos TAR e MTAR de acordo com a teoria dos tópicos (4.7.1) e 4.7.2).

Os Modelos TAR e MTAR foram analisados em dois passos, o primeiro verifica se existe cointegração entre as séries temporais através de uma regressão linear simples entre a variável independente (série temporal da cotação do dólar) e uma variável dependente (série temporal dos preços dos alimentos no atacado).

O segundo passo verifica a existência ou não de simetria entre estas séries através

Tabela 5.18 – Modelo de Correção de Erros (MCE) aplicado entre as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e as séries temporais da Cotação do Dólar.

Séries	$\pi$	P-Valor $\pi$
Dólar e Acém 2 <sup>a</sup> kg	-0,0545**	0,0190
Dólar e Açúcar kg	-0,0644*	0,0013
Dólar e Alcatra 1 <sup>a</sup> kg	-0,0499*	0,0063
Dólar e Alho kg	-0,0554*	0,0072
Dólar e Arroz kg	-0,0992*	0,0012
Dólar e Banana Prata kg	-0,1551*	0,0005
Dólar e Batata Doce kg	-0,1906*	0,0001
Dólar e Café Moído kg	-0,0253**	0,0139
Dólar e Cebola kg	-0,1547*	0,0020
Dólar e Contra Filé 1 <sup>a</sup> kg	-0,0647*	0,0022
Dólar e Costela Bovina kg	-0,0453**	0,0422
Dólar e Coxão Duro 1 <sup>a</sup> kg	-0,0510***	0,0543
Dólar e Coxão Mole 1 <sup>a</sup> kg	-0,0192**	0,0465
Dólar e Farinha de Trigo kg	-0,0860**	0,0266
Dólar e Feijão Carioca kg	-0,0843**	0,0118
Dólar e Feijão Preto kg	-0,0568**	0,0414
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,0521***	0,0718
Dólar e Leite Integral Lt	-0,0639**	0,0151
Dólar e Lombo Suíno kg	-0,0430***	0,0923
Dólar e Macarrão 500 g	-0,0393***	0,0762
Dólar e Maçã kg	-0,1284*	0,0021
Dólar e Margarina 500g	-0,0304***	0,0785
Dólar e Músculo 2 <sup>a</sup> kg	-0,0570***	0,0762
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,0617**	0,0268
Dólar e Ovos Dz	-0,1153*	0,0027
Dólar e Paleta 2 <sup>a</sup> kg	-0,0489**	0,0470
Dólar e Pão Francês 50 g	-0,0399**	0,0376
Dólar e Patinho 1 <sup>a</sup> kg	-0,0133***	0,0897
Dólar e Pernil Suíno kg	-0,0315***	0,0954
Dólar e Tomate kg	-0,2956*	0,0000

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $\pi$  = Efeito de realimentação, coeficiente de ajuste ou estimativa da velocidade do retorno de equilíbrio conforme a equação (4.6.12). (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

da regressão dos resíduos gerados no passo anterior utilizando um *threshold* (limiar) como parâmetro de maneira não linear dado por ( $\tau$ ).

A Tabela (5.20) apresenta os resultados para verificar se a série temporal da cotação do dólar com as séries temporais dos preços dos alimento no varejo são cointegradas. Se  $\Phi$  Calculado  $\leq$   $\Phi$  Crítico, rejeita-se  $H_0$ .

Tabela 5.19 – Interpretação da Tabela (5.18) que apresenta os valores de  $\pi$ , mostrando quanto do desequilíbrio está sendo corrigido a cada mês para os Preços dos Alimentos no Varejo, quando houver uma variação na Cotação do Dólar no período anterior.

INTERPRETAÇÃO		
Séries	$\pi$ = Coeficiente de Ajuste ou Efeito de Realimentação em %	Velocidade de ajuste de curto prazo ao equilíbrio de longo prazo
Dólar e Tomate kg	29,56%	3,38 meses
Dólar e Batata Doce kg	19,06%	5,24 meses
Dólar e Cebola kg	15,47%	6,46 meses
Dólar e Banana Prata kg	15,51%	6,48 meses
Dólar e Maçã kg	12,84%	7,79 meses
Dólar e Ovos Dz	11,53%	8,67 meses
Dólar e Arroz kg	9,92%	10,08 meses
Dólar e Farinha de Trigo kg	8,6%	11,63 meses
Dólar e Feijão Carioca kg	8,43%	11,86 meses
Dólar e Contra Filé 1ª kg	6,47%	15,46 meses
Dólar e Açúcar kg	6,44%	15,53 meses
Dólar e Leite Integral Lt	6,39%	15,65 meses
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	6,17%	16,21 meses
Dólar e Músculo 2ª kg	5,7%	17,54 meses
Dólar e Feijão Preto kg	5,68%	17,61 meses
Dólar e Alho kg	5,54%	18,05 meses
Dólar e Acém 2ª kg	5,45%	18,37 meses
Dólar e Frango Resfriado kg	5,21%	19,19 meses
Dólar e Coxão Duro 1ª kg	5,1%	19,61 meses
Dólar e Alcatra 1ª kg	4,99%	20,04 meses
Dólar e Paleta 2ª kg	4,89%	20,45 meses
Dólar e Costela Bovina kg	4,53%	22,07 meses
Dólar e Lombo Suíno kg	4,30%	23,26 meses
Dólar e Pão Francês 50 g	3,99%	25,06 meses
Dólar e Macarrão 500 g	3,93%	25,45 meses
Dólar e Pernil Suíno kg	3,15%	31,75 meses
Dólar e Margarina 500g	3,04%	32,89 meses
Dólar e Café Moído kg	2,53%	39,53 meses
Dólar e Coxão Mole 1ª kg	1,92%	52,08 meses
Dólar e Patinho 1ª kg	1,33%	75,19 meses

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $\pi$  = Efeito de realimentação, coeficiente de ajuste ou estimativa da velocidade do retorno de equilíbrio conforme a equação (4.6.12) em % e a velocidade de ajuste de curto prazo ao equilíbrio de longo prazo em meses para os preços dos alimentos no varejo quando ocorre uma variação na cotação do dólar.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Conclui-se que todas as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo são cointegradas com a série da cotação do dólar ao nível de significância de 5% (\*\*).

Como todas as séries temporais da Tabela (5.20) foram cointegradas, pode-se

Tabela 5.20 – Modelo TAR aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos preços dos alimentos no Varejo para verificação de presença de Cointegração.

Séries	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$\Phi$ Calculado	$\Phi$ Crítico
Dólar e Acém 2ª kg	-0,2234	-0,0196	0,4658	6,9029**	7,2843
Dólar e Açúcar kg	-0,0345	-0,0041	0,8926	0,8161**	7,0250
Dólar e Alcatra 1ª kg	-0,1808	-0,0413	0,4581	5,1578**	6,8284
Dólar e Alho kg	-0,0460	-0,1392	-0,4551	3,2350**	6,8000
Dólar e Arroz kg	-0,1336	-0,0636	0,4661	4,4668**	6,9942
Dólar e Banana Prata kg	-0,0470	-0,1618	0,7906	5,1464**	6,9542
Dólar e Batata Doce kg	-0,0715	-0,1542	-0,4358	3,3519**	7,0046
Dólar e Café Moído kg	-0,0677	-0,0255	0,4764	1,9829**	6,9441
Dólar e Cebola kg	-0,0649	-0,1634	-0,3378	4,6981**	6,9423
Dólar e Contra Filé 1ª kg	-0,2082	-0,0367	0,4430	6,5328**	7,0501
Dólar e Costela Bovina kg	-0,2726	-0,0523	0,3837	7,0119**	7,9271
Dólar e Coxão Duro 1ª kg	-0,0705	-0,2761	-0,4175	5,7621**	7,0940
Dólar e Coxão Mole 1ª kg	-0,2199	-0,0379	0,4729	6,8276**	6,9005
Dólar e Farinha de Trigo kg	-0,1060	-0,0627	-0,4662	4,4925**	7,0392
Dólar e Feijão Carioca kg	-0,0330	-0,0813	-0,7564	2,9746**	7,0062
Dólar e Feijão Preto kg	-0,0768	-0,2387	-0,4556	5,9607**	6,8761
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,1518	-0,0488	0,4015	4,0892**	6,9683
Dólar e Leite Integral Lt	-0,0873	-0,1584	-0,4117	4,9730**	6,8984
Dólar e Lombo Suíno kg	-0,0903	-0,0454	0,5028	2,3628**	6,9669
Dólar e Macarrão 500 g	-0,1081	-0,1710	0,3227	6,5570**	7,0237
Dólar e Maçã kg	-0,0738	-0,1376	-0,4008	3,4658**	6,9272
Dólar e Margarina 500 g	-0,0952	-0,0483	0,3513	3,4367**	6,9179
Dólar e Músculo 2ª kg	-0,0654	-0,3200	-0,3806	6,8724**	7,2699
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,0350	-0,0630	0,4871	3,3026**	6,9386
Dólar e Ovos Dz	-0,0600	-0,1061	0,3001	1,5138**	6,6874
Dólar e Paleta 2ª kg	-0,1752	-0,0707	0,4717	4,1278**	6,9982
Dólar e Pão Francês 50 g	-0,1357	-0,0487	0,3512	4,2803**	6,9892
Dólar e Patinho 1ª kg	-0,1978	-0,0469	0,4273	6,3683**	6,9070
Dólar e Pernil Suíno kg	-0,0972	-0,0493	0,3899	3,1226**	7,0887
Dólar e Tomate kg	-0,0836	-0,1902	-0,5967	3,3276**	7,0241

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$  representa a Hipótese Nula de não cointegração ou seja, se  $\Phi$  Calculado  $\leq \Phi$  Crítico rejeita-se  $H_0$ . (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores críticos são tabelados por Enders and Siklos (2001) e obtidos através de 10.000 simulações utilizando o Método de Monte Carlo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 5.21 – Modelo TAR aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo para verificação de presença de Assimetria.

Séries	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$t - Max$ Calculado	$t - Max$ Crítico
Dólar e Acém 2ª kg	-0,2234	-0,0196	0,4658	6,4987**	7,2843
Dólar e Açúcar kg	-0,0345	-0,0041	0,8926	0,7809**	6,6910
Dólar e Alcatra 1ª kg	-0,1808	-0,0413	0,4581	4,0230**	6,6929
Dólar e Alho kg	-0,0460	-0,1392	-0,4551	2,2511**	6,7319
Dólar e Arroz kg	-0,1336	-0,0636	0,4661	1,2410**	6,3582
Dólar e Banana Prata kg	-0,0470	-0,1618	0,7906	2,8725**	6,5473
Dólar e Batata Doce kg	-0,0715	-0,1542	-0,4358	1,1534**	6,6556
Dólar e Café Moído kg	-0,0677	-0,0255	0,4764	0,7183**	6,4288
Dólar e Cebola kg	-0,0649	-0,1634	-0,3378	2,0545**	6,5975
Dólar e Contra Filé 1ª kg	-0,2082	-0,0367	0,4430	5,5657**	6,4957
Dólar e Costela Bovina kg	-0,2726	-0,0523	0,3837	6,5764**	6,5834
Dólar e Coxão Duro 1ª kg	-0,0705	-0,2761	-0,4175	4,1121**	6,5548
Dólar e Coxão Mole 1ª kg	-0,2199	-0,0379	0,4729	6,5502**	6,7120
Dólar e Farinha de Trigo kg	-0,1060	-0,0627	-0,4662	0,6043**	6,5769
Dólar e Feijão Carioca kg	-0,0330	-0,0813	-0,7564	1,1043**	6,6677
Dólar e Feijão Preto kg	-0,0768	-0,2387	-0,4556	5,2450**	6,7023
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,1518	-0,0488	0,4015	2,1728**	6,4561
Dólar e Leite Integral Lt	-0,0873	-0,1584	-0,4117	1,1763**	6,7319
Dólar e Lombo Suíno kg	-0,0903	-0,0454	0,5028	0,5366**	6,4356
Dólar e Macarrão 500 g	-0,1081	-0,1710	0,3227	0,8472**	6,6741
Dólar e Maçã kg	-0,0738	-0,1376	-0,4008	0,7057**	6,4210
Dólar e Margarina 500 g	-0,0952	-0,0483	0,3513	0,7093**	6,3961
Dólar e Músculo 2ª kg	-0,0654	-0,3200	-0,3806	6,4514**	6,4818
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,0350	-0,0630	0,4871	0,4820**	6,4748
Dólar e Ovos Dz	-0,0600	-0,1061	0,3001	0,3861**	6,8010
Dólar e Paleta 2ª kg	-0,1752	-0,0707	0,4717	1,4907**	6,6729
Dólar e Pão Francês 50 g	-0,1357	-0,0487	0,3512	1,6481**	6,4519
Dólar e Patinho 1ª kg	-0,1978	-0,0469	0,4273	4,7952**	6,7339
Dólar e Pernil Suíno kg	-0,0972	-0,0493	0,3899	0,6227**	6,6902
Dólar e Tomate kg	-0,0836	-0,1902	-0,5967	1,3511**	6,7038

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$  representa a Hipótese Nula de ajuste simétrico ou seja, se  $t - Max$  Calculado  $\leq t - Max$  Crítico não se rejeita  $H_0$ , logo as séries temporais são simétricas. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores críticos são tabelados por Enders and Siklos (2001) e obtidos através de 10.000 simulações utilizando o Método de Monte Carlo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

verificar se os resultados para as séries temporais da Tabela (5.21) são assimétricas. Se  $t - Max$  Calculado  $\leq t - Max$  Crítico não se rejeita  $H_0$ .

Conclui-se que a transmissão de preços para os alimentos no varejo são transmitidos de maneira simétrica em relação a qualquer variação na cotação do dólar ao nível de significância de 5% (\*\*).

A Tabela (5.22) apresenta os resultados para verificar se as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo são cointegradas com a série da cotação do dólar através do Modelo MTAR. Se  $t - Max(M)$  Calculado  $\leq t - Max(M)$  Crítico não se rejeita  $H_0$ .

Conclui-se que todas as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo se mostraram cointegradas com a série temporal da cotação do dólar ao nível de 5% (\*\*).

A Tabela (5.23) apresenta os resultados do Modelo MTAR com o objetivo de verificar as séries temporais dos preços alimentos no varejo são simétricas ou não em relação a qualquer alteração na série temporal da cotação do dólar, onde  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$  representa a Hipótese Nula de ajuste simétrico, ou seja, se  $t - Max(M)$  Calculado  $\leq t - Max(M)$  Crítico não se rejeita  $H_0$ . Conclui-se que a transmissão de preços para os alimentos no varejo são transmitidos de maneira simétrica em relação a qualquer variação na cotação do dólar ao nível de significância de 5% (\*\*).

Segundo Enders e Siklos (2001), muitas vezes o Modelo MTAR se apresenta mais adequado do que o Modelo TAR para a análise de produtos perecíveis, como alimentos, mesmo a análise dos dois modelos seguirem o mesmo raciocínio. A diferença entre eles é que o Modelo TAR utiliza uma função indicadora denominada de indicador de *Heaviside* e o Modelo MTAR utiliza essa mesma função indicadora com aplicação de diferenças.

A seguir apresenta-se os resultados para analisar o Teste de Causalidade de Granger emparelhado. Durante as análises, o Teste de Causalidade de Granger apresenta os resultados de maneira bidirecional, porém aqui, foi analisado os resultados de modo unidirecional com o objetivo de verificar se a série temporal da cotação do dólar *causa* efeitos nas séries temporais dos preços dos alimentos no varejo. Por outro lado, o fato de não haver *causalidade de Granger* entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo não implica que não exista causalidade

Tabela 5.22 – Modelo MTAR aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo para verificação de presença de Cointegração.

Séries	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$\Phi(M)$ Calculado	$\Phi(M)$ Crítico
Dólar e Acém 2 <sup>a</sup> kg	-0,2008	-0,0652	0,0420	5,1129**	8,0411
Dólar e Açúcar kg	-0,0647	0,0034	0,1086	2,1025**	8,0916
Dólar e Alcatra 1 <sup>a</sup> kg	-0,1097	0,0373	-0,1246	4,2205**	7,9426
Dólar e Alho kg	-0,0434	-0,1199	-0,0662	2,9131**	7,8013
Dólar e Arroz kg	-0,1730	-0,0493	0,0873	5,6770**	8,1407
Dólar e Banana Prata kg	-0,0158	-0,1346	0,2517	5,5387**	8,0885
Dólar e Batata Doce kg	-0,2105	-0,0528	0,2418	4,7306**	8,1245
Dólar e Café Moído kg	-0,0251	-0,1184	-0,0931	2,8213**	8,0852
Dólar e Cebola kg	-0,1748	-0,0551	0,0313	5,1411**	8,0500
Dólar e Contra Filé 1 <sup>a</sup> kg	-0,1258	0,0587	-0,1372	5,2451**	8,1247
Dólar e Costela Bovina kg	-0,3444	-0,0773	0,1317	8,1138**	8,1822
Dólar e Coxão Duro 1 <sup>a</sup> kg	-0,0724	-0,4228	-0,1453	8,1575**	8,2107
Dólar e Coxão Mole 1 <sup>a</sup> kg	-0,2057	-0,0707	0,0942	4,8877**	7,7689
Dólar e Farinha de Trigo kg	-0,1575	-0,0370	0,0295	6,9995**	8,1050
Dólar e Feijão Carioca kg	-0,0209	-0,1159	-0,0801	4,8866**	8,0599
Dólar e Feijão Preto kg	-0,0609	-0,1713	-0,0723	4,7700**	7,9004
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,0431	-0,1211	0,0103	3,6424**	8,1662
Dólar e Leite Integral Lt	-0,0885	-0,1734	-0,1006	5,0425**	8,0358
Dólar e Lombo Suíno kg	-0,0344	-0,1062	0,0635	4,3970**	8,0599
Dólar e Macarrão 500 g	-0,1120	-0,1678	-0,0000	6,4453**	7,9402
Dólar e Maçã kg	-0,0674	-0,1827	-0,1406	4,0915**	8,0040
Dólar e Margarina 500 g	-0,1038	-0,0037	-0,0792	4,5135**	8,1944
Dólar e Músculo 2 <sup>a</sup> kg	-0,0526	-0,4533	-0,1182	8,0558***	11,433
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,1261	-0,0118	0,0834	7,0235**	8,1187
Dólar e Ovos Dz	-0,1651	-0,0248	0,0937	3,0426**	7,7801
Dólar e Paleta 2 <sup>a</sup> kg	-0,0788	-0,2577	-0,0922	4,9793**	8,0573
Dólar e Pão Francês 50 g	-0,0545	-0,1466	-0,0300	4,3132**	8,1987
Dólar e Patinho 1 <sup>a</sup> kg	-0,2309	-0,0828	0,1060	5,2990**	7,9308
Dólar e Pernil Suíno kg	-0,0181	-0,1085	0,1315	4,5672**	8,1842
Dólar e Tomate kg	-0,0221	-0,2089	0,0623	4,9773**	8,0284

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$  representa a Hipótese Nula de não cointegramento ou seja, se  $\Phi(M)$  Calculado  $\leq \Phi(M)$  Crítico rejeita-se  $H_0$ , logo as séries temporais são simétricas. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores críticos são tabelados por Enders and Siklos (2001) e obtidos através de 10.000 simulações utilizando o Método de Monte Carlo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

entre elas, apenas demonstra que a série temporal da cotação do dólar não é um bom *previsor* para as séries dos preços dos alimentos no varejo.

Após analisar os resultados da (5.24), conclui-se que a série temporal da cotação do dólar *Causa Granger* nas séries temporais dos preços dos alimentos no varejo ao

Tabela 5.23 – Modelo MTAR aplicado a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo para verificação de presença Assimetria.

Séries	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$t - Max(M)$ Calculado	$t - Max(M)$ Crítico
Dólar e Acém 2 <sup>a</sup> kg	-0,2008	-0,0652	0,0420	2,6720**	8,1235
Dólar e Açúcar kg	-0,0647	0,0034	0,1086	3,3380**	8,1814
Dólar e Alcatra 1 <sup>a</sup> kg	-0,1097	0,0373	-0,1246	2,2306**	7,9896
Dólar e Alho kg	-0,0434	-0,1199	-0,0662	1,6280**	8,1596
Dólar e Arroz kg	-0,1730	-0,0493	0,0873	3,5315**	8,2214
Dólar e Banana Prata kg	-0,0158	-0,1346	0,2517	3,6176**	8,2856
Dólar e Batata Doce kg	-0,2105	-0,0528	0,2418	3,8028**	8,4578
Dólar e Café Moído kg	-0,0251	-0,1184	-0,0931	2,3564**	7,9859
Dólar e Cebola kg	-0,1748	-0,0551	0,0313	2,8954**	8,1044
Dólar e Contra Filé 1 <sup>a</sup> kg	-0,1258	0,0587	-0,1372	3,1189**	8,1120
Dólar e Costela Bovina kg	-0,3444	-0,0773	0,1317	7,0557**	8,2220
Dólar e Coxão Duro 1 <sup>a</sup> kg	-0,0724	-0,4228	-0,1453	8,2097**	8,7651
Dólar e Coxão Mole 1 <sup>a</sup> kg	-0,2057	-0,0707	0,0942	2,8637**	8,1586
Dólar e Farinha de Trigo kg	-0,1575	-0,0370	0,0295	4,7479**	8,1463
Dólar e Feijão Carioca kg	-0,0209	-0,1159	-0,0801	4,7970**	8,2122
Dólar e Feijão Preto kg	-0,0609	-0,1713	-0,0723	2,9796**	8,1088
Dólar e Frango Resfriado kg	-0,0431	-0,1211	0,0103	1,3161**	8,2468
Dólar e Leite Integral Lt	-0,0885	-0,1734	-0,1006	1,3069**	8,0608
Dólar e Lombo Suíno kg	-0,0344	-0,1062	0,0635	4,4847**	8,0993
Dólar e Macarrão 500 g	-0,1120	-0,1678	-0,0000	0,6426**	8,0746
Dólar e Maçã kg	-0,0674	-0,1827	-0,1406	1,9029**	8,2558
Dólar e Margarina 500 g	-0,1038	-0,0037	-0,0792	2,7705**	8,1429
Dólar e Músculo 2 <sup>a</sup> kg	-0,0526	-0,4533	-0,1182	8,0914***	14,333
Dólar e Óleo de Soja 900 ml	-0,1261	-0,0118	0,0834	7,6064**	8,1732
Dólar e Ovos Dz	-0,1651	-0,0248	0,0937	3,3785**	8,0495
Dólar e Paleta 2 <sup>a</sup> kg	-0,0788	-0,2577	-0,0922	3,1122**	8,1011
Dólar e Pão Francês 50 g	-0,0545	-0,1466	-0,0300	1,7108**	8,0879
Dólar e Patinho 1 <sup>a</sup> kg	-0,2309	-0,0828	0,1060	2,7764**	8,0814
Dólar e Pernil Suíno kg	-0,0181	-0,1085	0,1315	3,3984**	8,1806
Dólar e Tomate kg	-0,0221	-0,2089	0,0623	4,5253**	8,1474

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$  representa a Hipótese Nula de ajuste simétrico ou seja, se  $t - Max(M)$  Calculado  $\leq t - Max(M)$  Crítico não se rejeita  $H_0$ , logo as séries temporais são simétricas. (\*), (\*\*), (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores críticos são tabelados por Enders and Siklos (2001) e obtidos através de 10.000 simulações utilizando o Método de Monte Carlo.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*). Desta forma, sugere-se que o comportamento na variação da cotação do dólar seja um bom previsor para as variações

dos preços dos alimentos no varejo.

Tabela 5.24 – Teste de Causalidade de Granger Emparelhada-Bidirecional aplicado às séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e a série temporal da Cotação do Dólar.

Hipóteses Nulas:	Estatística do Teste	P-Valor
Dólar não causa Granger Acém 2ª kg	2,3379*	0,0077
Dólar não causa Granger Açúcar kg	3,6397***	0,0585
Dólar não causa Granger Alcatra 1ª kg	1,5621***	0,0753
Dólar não causa Granger Alho kg	4,4660**	0,0132
Dólar não causa Granger Arroz kg	5,5764*	0,0047
Dólar não causa Granger Banana Prata kg	4,5444**	0,0123
Dólar não causa Granger Batata Doce kg	6,4473*	0,0021
Dólar não causa Granger Café Moído kg	7,2464*	0,0010
Dólar não causa Granger Cebola kg	7,1984*	0,0011
Dólar não causa Granger Contra Filé 1ª kg	2,4655**	0,0275
Dólar não causa Granger Costela Bovina kg	2,1694***	0,0884
Dólar não causa Granger Coxão Duro 1ª kg	4,3027**	0,0154
Dólar não causa Granger Coxão Mole 1ª kg	2,2633**	0,0416
Dólar não causa Granger Farinha Trigo kg	2,6326***	0,0526
Dólar não causa Granger Feijão Carioca kg	3,4531**	0,0344
Dólar não causa Granger Feijão Preto kg	3,4113**	0,0358
Dólar não causa Granger Frango Resfriado kg	1,5200***	0,0942
Dólar não causa Granger Leite Integral Lt	5,2095*	0,0066
Dólar não causa Granger Lombo Suíno kg	0,0988***	0,0868
Dólar não causa Granger Macarrão 500 g	2,4385***	0,0911
Dólar não causa Granger Maçã kg	5,3659*	0,0057
Dólar não causa Granger Margarina 500 g	1,9115***	0,0935
Dólar não causa Granger Músculo 2ª kg	1,5445***	0,0756
Dólar não causa Granger Óleo de Soja 900 ml	3,1387**	0,0465
Dólar não causa Granger Ovos Dz	4,2463**	0,0162
Dólar não causa Granger Paleta 2ª kg	2,0898**	0,0183
Dólar não causa Granger Pão Francês 50 g	3,2675***	0,0728
Dólar não causa Granger Patinho 1ª Kg	1,1148***	0,0932
Dólar não causa Granger Pernil Suíno kg	0,4821***	0,0821
Dólar não causa Granger Tomate kg	7,1662*	0,0011

Nota: Dólar = Cotação do Dólar. A hipótese nula  $H_0$ : Dólar não causa Granger nas séries temporais de preços dos alimentos no varejo. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Em relação a Transmissão de preços, os resultados encontrados neste trabalho são corroborados pelos resultados dos seguintes trabalhos: Matos, Ninaut e Caiado

(A influência do câmbio na formação de preços do agronegócio, 2008) e Butt et al (Evaluating the exchange rate and commodity price nexus in Malaysia: evidence from the threshold cointegration approach, 2020).

A seguir é apresentado a análise dos dados para verificar a transmissão de volatilidade entre a série temporal da cotação do dólar e as série temporais dos preços dos alimentos no varejo utilizando o Modelo BEKK.

Conforme as teoria apresentadas no tópico (4.8), a análise dos resultados para verificar a transmissão de volatilidade entre a série temporal da cotação do dólar e as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo se iniciam com a apresentação da Tabela (5.25), cujo os resultados foram obtidos através das séries de retornos (ou em primeira diferença) com base na equação logaritimizada  $R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100$  onde  $R_t$  corresponde ao retorno na data  $t$ ,  $P_t$  é o preço na data  $t$  e  $P_{t-1}$  é o preço da data  $t - 1$ .

A Tabela (5.25) fornece as seguintes informações: (i) a Estatística de Ljung-Box  $Q(m)$  (1978) usada para testar a Hipótese Nula ( $H_0$  : não apresenta presença de autocorrelação de ordem ( $m$ ) nos resíduos das séries de retornos) e também utilizada para verificar a adequação do modelo ajustado; (ii) a Estatística de Ljung-Box  $Q^2(m)$  (1978) (que utiliza a mesma Hipótese Nula para o Teste  $Q(m)$ ) usada para testar a presença de autocorrelação de ordem ( $m$ ) nos resíduos das séries de retornos ao quadrado, ou seja, usado para testar o efeito ARCH restante na equação de variância. Caso se rejeite  $H_0$ , conclui-se que existe a presença de autocorrelação nos resíduos da séries de retornos logaritimizadas e (iii) Teste LM( $m$ ) (Teste do Multiplicador de Lagrange) utilizado para investigar a Hipótese Nula ( $H_0$  : os resíduos padronizados das séries de retornos logaritimizadas não apresentam um comportamento ARCH).

Diante do exposto, todas as séries de retornos logaritimizadas de ordem  $m = 4, 8$  ou 12 apresentados na Tabela (5.25) que não apresentaram presença de autocorrelação através dos testes  $Q(m)$  e  $Q^2(m)$ , em algum momento apresentaram presença de autocorrelação de ordem ( $m$ ) para  $m \neq 4, 8$  ou 12. Do mesmo modo, todas as séries de retornos de ordem  $m = 12$  que não apresentaram a presença de efeito ARCH através do teste LM( $m$ ), em algum momento apresentaram a presença de efeito ARCH de ordem ( $m$ ) para  $m \neq 12$  conforme as teorias apresentadas no tópico (4.8).

Os Testes de Ljung-Box (1978) e ARCH-LM foram realizados sob a perspectiva de 4, 8 e 12 defasagens, conforme sugerido por Tsay (2005). Os resultados da Tabela (5.25) apontaram para a rejeição das hipóteses nula de não existência de correlação serial dos resíduos padronizados e dos resíduos padronizados ao quadrado em relação ao Teste de Ljung-Box e de não existência de efeito heterocedástico condicional autorregressivo em relação ao Teste ARCH-LM em todas as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo (corroborando a representação das séries temporais dos preços dos alimentos no varejo por uma modelagem heterocedástica condicional autorregressiva generalizada).

De acordo com a teoria do tópico (4.8), as Tabelas (5.26), (5.27), (5.28), (5.29) e (5.30) respectivamente apresentam os seguintes resultados: (1) os Modelos Bekk Assimétrico bivariado entre a série temporal da cotação do dólar e uma série temporal dos preços dos alimentos no varejo; (2) o teste de Wald, que verifica a causalidade da variância e conseqüentemente a existência ou não de transferência de volatilidade entre os coeficientes da matriz  $A$  ( $a_{12}$ ) e  $B$  ( $b_{12}$ ) conjuntamente conforme o sistema de equações (4.8.13); (3) o teste Jarque e Bera (1987), que testa a normalidade dos resíduos padronizados; (4) os diagnósticos dos resíduos dos modelos representado pelos valores da estatística- $Q$ , que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados; e (5) o teste ARCH-LM, que verifica a existência de resquício do efeito ARCH nos resíduos padronizados.

Nas Tabelas (5.26), (5.27), (5.28), (5.29) e (5.30) os modelos estão representados pelos coeficientes estimados e suas respectivas estatísticas entre parênteses. Deste modo, os coeficientes do efeito ARCH são os elementos da matriz  $A$  ( $a_{12}$ ), os coeficientes do efeito GARCH são os elementos da matriz  $B$  ( $b_{12}$ ) e os coeficientes de assimetria são os elementos da matriz  $D$  ( $d_{12}$ ) conforme o sistema de equações (4.8.13). Já as estatística para o teste de diagnósticos (Teste Jarque-Bera, Estatística- $Q$  de Ljung-Box e Teste ARCH-LM) são reportados conjuntamente pelos valores de suas significâncias e suas respectivas estatísticas entre parênteses.

Os modelos foram estimados com a utilização do algoritmo BHHH de Berndt, Hall, Hall e Hausman (1974) e o Método Simplex nas primeiras 20 interações. Em outras vezes, seguido do algoritmo BFGS desenvolvido por Broyden (1970), Fletcher (1970), Goldfarb (1970) e Shanno (1970) até a convergência, considerando alternativamente

Tabela 5.25 – Teste de Diagnósticos Univariado dos Resíduos aplicado nas séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo e na série temporal da Cotação do Dólar antes da aplicação do Modelo BEKK.

Séries	Estatística Ljung-Box					ARCH-LM	
	$Q(4)$	$Q(8)$	$Q(12)$	$Q^2(4)$	$Q^2(8)$	$Q^2(12)$	$LM(12)$
Dólar	21,630*	29,754*	31,634*	10,787**	11,600	11,963	16,174
Acém 2ª kg	6,7550	7,5780	8,9991	25,169*	25,409*	25,987**	52,065*
Açúcar kg	22,973*	30,609*	50,533*	12,213**	19,158**	29,835*	29,859*
Alcatra 1ª kg	13,034**	23,799*	34,052*	14,837*	15,335***	15,943	26,514*
Alho kg	8,822***	14,400***	21,655**	12,585**	18,446**	57,846*	36,456*
Arroz kg	15,495*	17,192**	19,977***	0,5170	0,5790	0,6160	5,5330
Banana Prata kg	4,0070	29,311*	41,375*	0,9930	3,1320	8,1090	8,4990
Batata Doce kg	12,426**	17,475**	39,880*	1,8360	5,9870	9,9230	8,6880
Café Moído kg	16,677*	18,748**	21,392**	33,594*	33,767*	34,032*	49,318*
Cebola kg	13,652*	28,492*	31,967*	0,3220	0,8680	2,1770	1,8920
Contra Filé 1ª kg	7,1410	11,909	26,980*	15,412*	16,030**	16,133	21,519**
Costela Bovina kg	13,625*	14,139***	17,214	22,786*	23,305*	23,802**	52,615*
Coxão Duro 1ª Kg	1,2960	2,2950	4,7310	24,465*	24,865*	25,099**	31,498*
Coxão Mole 1ª kg	8,2980***	10,663	12,595	28,382*	28,586*	28,975*	57,256*
Farinha de Trigo kg	34,825*	37,145*	42,037*	17,410*	22,039*	22,900**	6,0590
Feijão Carioca kg	24,770*	36,762*	42,782*	1,6050	3,2960	4,9220	3,8880
Feijão Preto kg	17,017*	18,828*	25,936*	2,7100	2,9540	3,4360	3,6300
Frango Resfriado kg	6,3230	17,909**	21,449**	0,7910	4,8090	9,9100	10,005
Leite Integral Lt	41,566*	64,579*	68,786*	31,739*	34,597*	39,218*	36,381*
Lombo Suíno kg	5,6200	7,7350	13,830	1,0300	1,3320	2,0540	2,0810
Macarrão 500 g	5,0660	5,5870	7,9320	26,208*	26,826*	27,874*	31,200*
Maçã kg	6,5700	18,113**	30,309*	0,5350	5,4920	8,8670	7,1590
Margarina 500 g	9,9050**	10,640	16,269	1,483	4,6100	10,286	7,7170
Músculo 2ª kg	0,3960	1,4840	2,9130	27,939*	28,520*	29,174*	43,025*
Óleo de Soja 900 ml	21,630*	29,754*	31,634*	3,6120	6,8250	11,478	12,217
Ovos Dz	2,9160	11,737	31,202*	4,2990	6,5180	16,549	20,108***
Paleta 2ª kg	6,5490	10,388	11,889	21,382*	21,811*	22,710*	47,466*
Pão Francês 50 g	1,5700	8,9330	10,006	1,1580	5,2590	5,5340	14,016
Patinho 1ª kg	13,562*	14,329***	19,265***	24,351*	24,575*	24,893**	48,198*
Pernil Suíno kg	2,1380	7,9240	14,618	2,4250	5,1230	6,0520	5,9510
Tomate kg	12,096**	19,067**	22,665**	2,9200	4,7050	4,8310	4,5770

Nota: Dólar = Cotação do Dólar.  $Q(m)$  e  $Q^2(m)$  representam as Estatísticas de Ljung-Box para testar a correlação serial sobre os resíduos padronizados e resíduos padronizados ao quadrado de ordem ( $m$ ) respectivamente. O Teste Multiplicador de Lagrange (ARCH-LM) verifica a existência de efeito ARCH nos resíduos padronizados de ordem ( $m$ ). (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

a distribuição t de student, distribuição normal e a distribuição de erro generalizada (sigla em inglês, GED). Ao utilizar como critério o logaritmo da função de máxima

verossimilhança e diagnóstico dos resíduos, os melhores modelos estimados foram encontrados, em geral, quando se utilizaram a GED como distribuição e o algoritmo BHHH e o Método Simplex em conjunto com o algoritmo BFGS.

Conforme exposto no sistema de equações (4.8.13), a transferência de volatilidade ocorre do mercado  $i$  (cotação do dólar) para o mercado  $j$  (preços dos alimentos),  $i \neq j$ , quando pelo menos um dos coeficientes  $a_{ij}$  (elementos da matriz  $A$ ) ou  $b_{ij}$  (elementos da matriz  $B$ ) são estatisticamente significantes. Portanto, se  $a_{ij}$  for estatisticamente significativo, implica que a volatilidade (variância) do mercado  $j$  no presente é influenciada por choques ocorridos no mercado  $i$  no período anterior (passado) via efeito ARCH. Se  $b_{ij}$  for estatisticamente significativo, implica que a volatilidade (variância) do mercado  $j$  no presente é afetada por alterações na volatilidade (variância) do mercado  $i$  no período anterior (passado) via efeito GARCH. Se ambos ( $a_{ij}$  e  $b_{ij}$ ) forem estatisticamente significantes implica que a transferência de volatilidade ocorre do mercado  $i$  (cotação do dólar) para o mercado  $j$  (preços dos alimentos) via choques (efeito ARCH) e via volatilidade (efeito GARCH). Além disso, se os coeficientes da matriz  $D$  ( $d_{ij}$ ) forem estatisticamente significantes, implica que exista uma assimetria no modelo, ou seja, mas notícias causam mais volatilidade do que boas notícias.

No caso desse estudo, más notícias (aumento na cotação do dólar) causaria mais volatilidade nos preços dos alimentos do que boas notícias (queda na cotação do dólar). Aqui foi analisado apenas os resultados entre a série temporal da cotação do dólar representado pelo índice  $i = 1$  e as séries temporais dos preços dos alimentos no varejo representado pelo índice  $j = 2$ . O caso contrário não foi analisado aqui.

Ao analisar os resultados dos coeficientes  $a_{12}$  da Tabela (5.26), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via choques (efeito ARCH) nos seguintes casos: DO(1) e AC(2), DO(1) e AL(2) e DO(1) e AH(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*) e DO(1) e AE(2), DO(1) e AR(2) e DO(1) e BP(2) não apresentaram efeito ARCH.

Ao analisar os resultados dos coeficientes  $b_{12}$  Tabela (5.26), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via volatilidade (efeito GARCH) nos seguintes casos: DO(1) e AE(2), DO(1) e AC(2), DO(1) e AL(2) e DO(1) e AR(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*)

Tabela 5.26 – Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo.

Coeficientes dos Modelos	Modelos					
	DO (1) AE (2)	DO (1) AC (2)	DO (1) AL (2)	DO (1) AH (2)	DO (1) AR (2)	DO (1) BP (2)
$a_{12}$	0,6076 (1,6213)	0,2682 (3,8277*)	0,9602 (2,2764**)	-1,9984 (-3,9843*)	0,0592 (1,2800)	-0,2905 (-0,3069)
$b_{12}$	0,7437 (3,9375*)	0,2706 (6,4620*)	-2,0259 (-4,0818*)	-0,4819 (-1,5195)	-0,5265 (-1,9630**)	-0,1661 (-0,7712)
$d_{12}$	0,0000 (0,0000)	-0,1089 (-2,7681*)	-2,6956 (-2,2828**)	-0,0008 (-0,0013)	0,6238 (4,6084*)	-0,1440 (-0,0256)
Teste de Wald						
$a_{12} = b_{12} = 0$	0,0000 (11,012*)	0,0000 (22,755*)	0,0000 (14,943*)	0,0000 (20,888*)	0,0037 (5,5961*)	0,5170 (0,6596)
Diagnósticos dos Resíduos						
Teste Jarque-Bera	0,5060 (3,3200)	0,4180 (3,9140)	0,5330 (3,1480)	0,8050 (1,6190)	0,5110 (3,2870)	0,0480 (9,5730**)
Estatística Q(10)	0,0000 (99,759*)	0,0000 (74,504*)	0,0000 (123,63*)	0,0783 (53,245***)	0,0000 (89,954*)	0,0000 (77,688*)
ARCH-LM (12)	0,0969 (115,69***)	0,0787 (119,81***)	0,0612 (126,06***)	0,0007 (161,03*)	0,0014 (156,98*)	0,0001 (168,01*)

Nota: DO = Cotação do Dólar, AE = Acém 2<sup>a</sup> kg, AC = Açúcar kg, AL = Alcatra 1<sup>a</sup> kg, AH = Alho kg, AR = Arroz kg, BP = Banana Prata kg. Os números dentro dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

e DO(1) e AH(2) e DO(1) e BP(2) não apresentaram efeito GARCH. De modo geral, o preços do alimentos no varejo no presente da Tabela (5.26) são afetados via choques (ARCH) ou via volatilidades (GARCH) quando a cotação do dólar sofre alteração no período anterior exceto DO(1) e BP(2).

Verificando a assimetria através dos coeficientes  $d_{12}$  da Tabela (5.26), conclui-se que DO(1) e AC(2), DO(1) e AL(2) e DO(1) e AR(2) são assimétricos ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*), indiciando que o preços desses alimentos no varejo sofrem uma maior variação quando ocorre uma má notícia (aumento na cotação do dólar) do que em relação a uma boa notícia (queda na cotação do dólar) e DO(1) e AE(2), DO(1) e AH(2) e DO(1) e BP(2) são considerados simétricos, ou seja, o aumento

ou diminuição na cotação do dólar provoca um efeito nos preços desses alimentos no varejo de mesma magnitude.

Caso as séries temporais não apresentem efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) e nem efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ), utiliza-se o Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ) para verificar esses efeitos em conjunto. Todas as séries temporais da Tabela (5.26) apresentaram efeito ARCH ou efeito GARCH, exceto a Banana Prata. Ao analisar o resultado do Teste de Wald na Tabela (5.26) para DO(1) e BP(2), conclui-se que a cotação do dólar não transmite volatilidade (riscos) para o preço da Banana Prata.

Ao analisar os resultados da Tabela (5.26) em relação ao Teste Jarque Bera (1987), que examina a normalidade dos resíduos padronizados, verificou-se que apenas DO(1) e BP(2) são estaticamente significantes ao nível de 5% (\*\*) e os demais não.

Os resultados da Estatística  $Q(m)$  de Ljung-Box (aqui se utilizou a Estatística  $Q(10)$ ), que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados apresentados na Tabela (5.26) atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*) ou 10% (\*\*\*). Todos os resultados em relação ao teste ARCH-LM na Tabela (5.26), que verifica a existência de resquícios do efeito ARCH nos resíduos padronizados atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*).

Ao analisar os resultados dos coeficientes  $a_{12}$  da Tabela (5.27), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela da cotação do dólar no período anterior via choques (efeito ARCH) nos seguintes casos: DO(1) e CA(2) e DO(1) e CB(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*) e DO(1) e BD(2), DO(1) e CE(2), DO(1) e CF(2) e DO(1) e CD(2) não apresentaram efeito ARCH.

Os resultados dos coeficientes  $b_{12}$  da Tabela (5.27), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela da cotação do dólar no período anterior via volatilidade (efeito GARCH) nos seguintes casos: DO(1) e BD(2), DO(1) e CA(2), DO(1) e CE(2), DO(1) e CF(2), DO(1) e CB(2) e DO(1) e CD(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 10% (\*\*\*). De modo geral, o preços do alimentos no varejo no presente da Tabela (5.27) são afetados via choques (ARCH)

Tabela 5.27 – Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo.

Coeficientes dos Modelos	Modelos					
	DO (1) BD (2)	DO (1) CA (2)	DO (1) CE (2)	DO (1) CF (2)	DO (1) CB (2)	DO (1) CD (2)
$a_{12}$	0,2306 (1,5742)	0,4465 (3,2040*)	-0,0784 (-0,4019)	-0,1471 (-0,0991)	-0,5628 (-2,2578**)	-0,7568 (-0,4647)
$b_{12}$	0,7459 (1,8424***)	0,2314 (1,9101***)	0,7502 (3,3119*)	-5,9497 (-7,6439*)	0,8123 (2,9976*)	0,0190 (3,2740*)
$d_{12}$	0,6230 (0,8999)	1,3289 (3,0555*)	0,0000 (-0,0001)	-0,0001 (-0,0002)	-0,7228 (-1,0636)	3,0937 (1,4030)
Teste de Wald						
$a_{12} = b_{12} = 0$	0,0099 (4,6059*)	0,0000 (16,856*)	0,0028 (5,8657*)	0,0000 (45,887*)	0,0050 (5,2839*)	0,0127 (4,1966**)
Diagnósticos dos Resíduos						
Teste Jarque-Bera	0,3900 (4,1240)	0,4630 (3,5970)	0,3850 (4,1580)	0,0000 (44,764*)	0,0020 (17,357*)	0,0000 (50,306*)
Estatística Q(10)	0,0000 (199,92*)	0,0000 (143,72*)	0,0000 (166,59*)	0,0197 (60,487**)	0,0000 (89,362*)	0,0987 (48,993***)
ARCH-LM (12)	0,0000 (217,23*)	0,0002 (154,97*)	0,0157 (141,98**)	0,0036 (151,54*)	0,0829 (128,92***)	0,0078 (146,71*)

Nota: DO = Cotação do Dólar, BD = Batata Doce kg, CA = Café Moído kg, CE = Cebola kg, CF = Contra Filé 1<sup>a</sup> kg, CB = Costela Bovina kg, CD = Coxão Duro 1<sup>a</sup> kg. Os números dentro dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

ou via volatilidades (GARCH) quando a cotação do dólar sofre alteração no período anterior.

Verificando a assimetria através dos coeficientes  $d_{12}$  da Tabela (5.27), conclui-se que DO(1) e CA(2) são assimétricos ao nível de significância de 1% (\*), indicando que o preço do Café Moído no varejo sofre uma maior variação quando ocorre uma má notícia (aumento na cotação do dólar) do que em relação a uma boa notícia (queda na cotação do dólar) e DO(1) e BD(2), DO(1) e CE(2), DO(1) e CF(2), DO(1) e CB(2) e , DO(1) e CD(2) são considerados simétricos, ou seja, o aumento ou diminuição na cotação do dólar provoca um efeito nos preços desses alimentos no varejo de mesma magnitude.

Caso as séries temporais não apresentem efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) e nem efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ), utiliza-se o Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ) para verificar esses efeitos em conjunto. Como todas as séries temporais da Tabela (5.27) apresentaram efeito ARCH ou efeito GARCH os resultados apresentados na Tabela (5.27) do Teste de Wald não foram analisados aqui.

Ao analisar os resultados da Tabela (5.27) em relação ao Teste Jarque Bera (1987), que examina a normalidade dos resíduos padronizados, verificou-se que o DO(1) e CF(2), DO(1) e CB(2) e DO(1) e CD(2) são estaticamente significantes ao nível de 1% (\*) e os demais não.

Os resultados da Estatística  $Q(m)$  de Ljung-Box (aqui se utilizou a Estatística  $Q(10)$ ), que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados apresentados na Tabela (5.27) atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*). Todos os resultados em relação ao teste ARCH-LM na Tabela (5.27), que verifica a existência de resquícios do efeito ARCH nos resíduos padronizados atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*).

Ao analisar os resultados dos coeficientes  $a_{12}$  da Tabela (5.28), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via choques (efeito ARCH) nos seguintes casos: DO(1) e FT(2), DO(1) e FC(2), DO(1) e FP(2) e DO(1) e FR(2) ao nível de significância de 1% (\*) ou 10% (\*\*\*) e DO(1) e CM(2) e DO(1) e LI(2) não apresentaram efeito ARCH.

Os resultados dos coeficientes  $b_{12}$  da Tabela (5.28), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via volatilidade (efeito GARCH) nos seguintes casos: DO(1) e CM(2), DO(1) e FT(2), DO(1) e FP(2) e DO(1) e LI(2), ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*) e DO(1) e FC(2) e DO(1) e FR(2) não apresentou efeito GARCH. De modo geral, o preços do alimentos no varejo no presente da Tabela (5.28) são afetados via choques (ARCH) ou via volatilidades (GARCH) quando a cotação do dólar sofre alteração no período anterior.

Verificando a assimetria através dos coeficientes  $d_{12}$  da Tabela (5.28), conclui-se

Tabela 5.28 – Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo.

Coeficientes dos Modelos	Modelos					
	DO (1) CM (2)	DO (1) FT (2)	DO (1) FC (2)	DO (1) FP (2)	DO (1) FR (2)	DO (1) LI (2)
$a_{12}$	0,2870 (-0,4331)	0,1982 (5,7182*)	-1,3881 (-3,4145*)	-0,3757 (-1,6616***)	-0,2550 (-1,6650***)	-0,0702 (-1,2459)
$b_{12}$	-2,7798 (-6,8897*)	0,0621 (2,0078**)	-0,3740 (-1,3471)	-0,3334 (-1,9970**)	0,1392 (0,2288)	-0,2802 (-3,6133*)
$d_{12}$	-3,2838 (-3,1716*)	-0,0691 (-1,5851)	-0,1768 (-0,1091)	-2,3793 (-3,5435*)	-2,4100 (-0,0216)	0,6319 (2,5231**)
Teste de Wald						
$a_{12} = b_{12} = 0$	0,0000 (25,437*)	0,0000 (17,055*)	0,0025 (5,9717*)	0,0151 (4,1904**)	0,0035 (5,7069*)	0,0014 (6,5289*)
Diagnósticos dos Resíduos						
Teste Jarque-Bera	0,2120 (5,6330)	0,1460 (6,8120)	0,0040 (15,401*)	0,0020 (17,182*)	0,1380 (6,9520)	0,1830 (6,2280)
Estatística Q(10)	0,0000 (110,01*)	0,000 (91,146*)	0,0000 (79,759*)	0,0000 (103,72*)	0,0000 (161,37*)	0,0000 (104,95*)
ARCH-LM (12)	0,0426 (134,55**)	0,0446 (134,18**)	0,0000 (290,02*)	0,0483 (133,54**)	0,0112 (144,32**)	0,0000 (178,57*)

Nota: DO = Cotação do Dólar, CM = Coxão Mole 1<sup>a</sup> kg, FT = Farinha de Trigo kg, FC = Feijão Carioca kg, FP = Feijão Preto kg, FR = Frango Resfriado kg, LI = Leite Integral Lt. Os números dentro dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

que DO(1) e CM(2), DO(1) e FP(2) e DO(1) e LI(2) são assimétricos ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*), indicando que o preços desses alimentos no varejo sofrem uma maior variação quando ocorre uma má notícia (aumento na cotação do dólar) do que em relação a uma boa notícia (queda na cotação do dólar) e DO(1) e FT(2), DO(1) e FC(2) e DO(1) e FR(2) são considerados simétricos, ou seja, o aumento ou diminuição na cotação do dólar provoca um efeito nos preços desses alimentos no varejo de mesma magnitude.

Caso as séries temporais não apresentem efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) e nem efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ), utiliza-se o Teste de

Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ) para verificar esses efeitos em conjunto. Como todas as séries temporais da Tabela (5.28) apresentaram efeito ARCH ou efeito GARCH os resultados apresentados na Tabela (5.28) do Teste de Wald não foram analisados aqui.

Ao analisar os resultados da Tabela (5.28) em relação ao Teste Jarque Bera (1987), que examina a normalidade dos resíduos padronizados, verificou-se que o DO(1) e FC(2) e DO(1) e FP(2) são estaticamente significantes ao nível de 1% (\*) e os demais não.

Os resultados da Estatística  $Q(m)$  de Ljung-Box (aqui se utilizou a Estatística  $Q(10)$ ), que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados apresentados na Tabela (5.28) atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*)N.

Todos os resultados em relação ao teste ARCH-LM na Tabela (5.28), que verifica a existência de resquícios do efeito ARCH nos resíduos padronizados atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*).

Ao analisar os resultados dos coeficientes  $a_{12}$  da Tabela (5.29), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via choques (efeito ARCH) nos seguintes casos: DO(1) e MU(2) ao nível de significância de 5% (\*\*) e DO(1) e LS(2), DO(1) e MA(2), DO(1) e MC(2), DO(1) e MR(2) e DO(1) e OS(2) não apresentaram efeito ARCH.

Os resultados dos coeficientes  $b_{12}$  da Tabela (5.29), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via volatilidade (efeito GARCH) nos seguintes casos: DO(1) e LS(2), DO(1) e MA(2), DO(1) e MC(2), DO(1) e MR(2) e DO(1) e OS(2) ao nível de significância de 1% (\*) e DO(1) e MU(2) não apresentou efeito GARCH. De modo geral, o preços do alimentos no varejo no presente da Tabela (5.29) são afetados via choques (ARCH) ou via volatilidades (GARCH) quando a cotação do dólar sofre alteração no período anterior.

Verificando a assimetria através dos coeficientes  $d_{12}$  da Tabela (5.29), conclui-se que DO(1) e LS(2), DO(1) e MC(2) e DO(1) e MR(2) são assimétricos ao nível de

Tabela 5.29 – Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo.

Coeficientes dos Modelos	Modelos					
	DO (1) LS (2)	DO (1) MA (2)	DO (1) MC (2)	DO (1) MR (2)	DO (1) MU (2)	DO (1) OS (2)
$a_{12}$	0,5635 (1,1528)	0,7192 (1,1011)	-0,0240 (-0,6802)	-0,0690 (-1,4673)	-0,9992 (-1,9671 <sup>**</sup> )	-0,0058 (-0,0830)
$b_{12}$	-1,2877 (-3,4091 <sup>*</sup> )	0,7225 (2,6760 <sup>*</sup> )	-0,2243 (-9,4399 <sup>*</sup> )	0,2082 (5,5852 <sup>*</sup> )	-0,6597 (-0,9732)	0,1611 (4,5782 <sup>*</sup> )
$d_{12}$	-4,7350 (-4,2097 <sup>*</sup> )	0,0000 (0,0001)	-0,1718 (-2,5681 <sup>**</sup> )	-0,2234 (-2,3490 <sup>**</sup> )	-0,5337 (-0,2522)	0,0000 (0,0000)
Teste de Wald						
$a_{12} = b_{12} = 0$	0,0029 (5,8187 <sup>*</sup> )	0,0240 (3,7282 <sup>**</sup> )	0,0000 (44,614 <sup>*</sup> )	0,0000 (28,310 <sup>*</sup> )	0,0218 (3,8256 <sup>**</sup> )	0,0000 (14,251 <sup>*</sup> )
Diagnósticos dos Resíduos						
Teste Jarque-Bera	0,0740 (8,5320 <sup>***</sup> )	0,3790 (4,2050)	0,5120 (3,2810)	0,3680 (4,295)	0,0000 (55,181 <sup>*</sup> )	0,2770 (5,0980)
Estatística Q(10)	0,0910 (49,998 <sup>***</sup> )	0,0804 (50,040 <sup>***</sup> )	0,0988 (47,4046)	0,0010 (73,102 <sup>*</sup> )	0,0179 (60,958 <sup>**</sup> )	0,0048 (66,888 <sup>*</sup> )
ARCH-LM (12)	0,0921 (134,74 <sup>***</sup> )	0,0004 (163,14 <sup>*</sup> )	0,0007 (161,07 <sup>*</sup> )	0,0006 (161,59 <sup>*</sup> )	0,0000 (186,48 <sup>*</sup> )	0,0316 (136,88 <sup>**</sup> )

Nota: DO = Cotação do Dólar, LS = Lombo Suíno kg, MA = Macarrão 500 g, MC = Maçã kg, MR = Margarina 500 g, MU = Músculo 2<sup>a</sup> kg, OS = Óleo de Soja 900 ml. Os números dentro dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*), indicando que o preços desses alimentos no varejo sofrem uma maior variação quando ocorre uma má notícia (aumento da cotação do dólar) do que em relação a uma boa notícia (queda da cotação do dólar) e DO(1) e MA(2), DO(1) e MU(2) e DO(1) e OS(2) são considerados simétricos, ou seja, o aumento ou diminuição na cotação do dólar provoca um efeito nos preços desses alimentos no varejo de mesma magnitude.

Caso as séries temporais não apresentem efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) e nem efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ), utiliza-se o Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ) para verificar esses efeitos em conjunto. Como todas as séries

temporais da Tabela (5.29) apresentaram efeito ARCH ou efeito GARCH os resultados apresentados na Tabela (5.29) do Teste de Wald não foram analisados aqui.

Ao analisar os resultados da Tabela (5.29) em relação ao Teste Jarque Bera (1987), que examina a normalidade dos resíduos padronizados, verificou-se que o DO(1) e LS(2) e DO(1) e MU(2) são estaticamente significantes ao nível de 1% (\*) ou 10% (\*\*\*) e os demais não.

Os resultados da Estatística  $Q(m)$  de Ljung-Box (aqui se utilizou a Estatística  $Q(10)$ ), que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados apresentados na Tabela (5.28) atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*) .

Todos os resultados em relação ao teste ARCH-LM na Tabela (5.29), que verifica a existência de resquícios do efeito ARCH nos resíduos padronizados atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*) .

Ao analisar os resultados dos coeficientes  $a_{12}$  da Tabela (5.30), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via choques (efeito ARCH) nos seguintes casos: DO(1) e PL(2) ao nível de significância de 10% (\*\*\*) e DO(1) e OV(2), DO(1) e PA(2), DO(1) e PT(2), DO(1) e PE(2) e DO(1) e TO(2) não apresentaram efeito ARCH.

Os resultados dos coeficientes  $b_{12}$  da Tabela (5.30), conclui-se que os preços dos alimentos no varejo no presente são afetados pela cotação do dólar no período anterior via volatilidade (efeito GARCH) nos seguintes casos: DO(1) e OV(2), DO(1) e PL(2), DO(1) e PA(2), DO(1) e PT(2), DO(1) e PE(2) e DO(1) e TO(2) ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*) . De modo geral, o preços do alimentos no varejo no presente da Tabela (5.30) são afetados via choques (ARCH) ou via volatilidades (GARCH) quando a cotação do dólar sofre alteração no período anterior.

Verificando a assimetria através dos coeficientes  $d_{12}$  da Tabela (5.30), conclui-se que DO(1) e PL(2), e DO(1) e PT(2) são assimétricos ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*), indicando que o preços desses alimentos no varejo sofrem uma maior variação quando ocorre uma má notícia (aumento da cotação do dólar) do que em

Tabela 5.30 – Modelo BEKK aplicado entre a série temporal da Cotação do Dólar e as séries temporais mensais dos Preços dos Alimentos no Varejo.

Coeficientes dos Modelos	Modelos					
	DO (1) OV (2)	DO (1) PL (2)	DO (1) PA (2)	DO (1) PT (2)	DO (1) PE (2)	DO (1) TO (2)
$a_{12}$	-0,1152 (-0,5545)	1,0546 (1,8354 <sup>***</sup> )	0,0068 (1,1164)	-0,1581 (-0,3270)	0,0114 (0,0065)	-0,8858 (-1,2887)
$b_{12}$	1,5128 (6,1398 <sup>*</sup> )	-0,7137 (-1,8591 <sup>***</sup> )	-0,0309 (-7,8589 <sup>*</sup> )	-1,0883 (-2,0190 <sup>**</sup> )	0,8560 (7,3807 <sup>*</sup> )	2,0255 (2,9518 <sup>*</sup> )
$d_{12}$	-0,2363 (-0,5183)	1,4096 (3,7458 <sup>*</sup> )	-0,0080 (-0,4459)	-1,7249 (-2,1353 <sup>**</sup> )	0,0752 (0,0560)	-0,4797 (-0,7316)
Teste de Wald						
$a_{12} = b_{12} = 0$	0,0000 (24,947)	0,0378 (3,2734)	0,0000 (38,266 <sup>*</sup> )	0,0362 (3,3163)	0,0000 (2233,7)	0,0027 (5,8922 <sup>*</sup> )
Diagnósticos dos Resíduos						
Teste Jarque-Bera	0,5620 (2,9730)	0,2270 (5,6450)	0,2280 (5,6390)	0,0050 (15,038 <sup>*</sup> )	0,0000 (26,731)	0,0240 (11,197 <sup>**</sup> )
Estatística Q(10)	0,0912 (49,365 <sup>***</sup> )	0,0000 (80,151 <sup>*</sup> )	0,0000 (105,38 <sup>*</sup> )	0,0861 (53,249 <sup>***</sup> )	0,0058 (66,082 <sup>*</sup> )	0,0271 (58,932 <sup>**</sup> )
ARCH-LM (12)	0,0000 (200,34 <sup>*</sup> )	0,0050 (149,56 <sup>*</sup> )	0,0000 (216,71 <sup>*</sup> )	0,0120 (143,82 <sup>**</sup> )	0,0008 (160,44 <sup>*</sup> )	0,0001 (170,28 <sup>*</sup> )

Nota: DO = Cotação do Dólar, OV = Ovos Dz, PL = Paleta 2<sup>a</sup> kg, PA = Pão Francês 50 g, PT = Patinho 1<sup>a</sup> kg, PE = Pernil Suíno kg, TO = Tomate kg. Os números dentro dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

relação a uma boa notícia (queda na cotação do dólar) e DO(1) e OV(2), DO(1) e PA(2), DO(1) e PE(2), e DO(1) e TO(2) são considerados simétricos, ou seja, o aumento ou diminuição do preço do dólar provoca um efeito nos preços desses alimentos no varejo de mesma magnitude.

Caso as séries temporais não apresentem efeito ARCH (representado pelo coeficiente  $a_{12}$ ) e nem efeito GARCH (representado pelo coeficiente  $b_{12}$ ), utiliza-se o Teste de Wald ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$ ) para verificar esses efeitos em conjunto. Como todas as séries temporais da Tabela (5.30) apresentaram efeito ARCH ou efeito GARCH os resultados apresentados na Tabela (5.30) do Teste de Wald não foram analisados aqui.

Ao analisar os resultados da Tabela (5.30) em relação ao Teste Jarque Bera

(1987), que examina a normalidade dos resíduos padronizados, verificou-se que o DO(1) e PT(2), DO(1) e DO(1) e TO(2) são estaticamente significantes ao nível de 1% (\*) ou 5% (\*\*) e os demais não.

Os resultados da Estatística  $Q(m)$  de Ljung-Box (aqui se utilizou a Estatística  $Q(10)$ ), que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados apresentados na Tabela (5.30) atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*).

Todos os resultados em relação ao teste ARCH-LM na Tabela (5.30), que verifica a existência de resquícios do efeito ARCH nos resíduos padronizados atenderam adequadamente aos pressupostos do modelo de regressão ao nível de significância de 1% (\*) ou 5% (\*\*).

Após analisar a transmissão de preços entre a cotação do dólar e os preços dos alimentos no atacado e varejo apresentados neste trabalho, podemos citar alguns trabalhos que corroboram com os resultados que foram apresentados nesta pesquisa: **(1)** “*The Relationship Rates, and Commodity Prices*”. Ardian Harri, Lanier Nalley, and Darren Hudson, 2009. A taxa de câmbio está cointegrada com as *commodities* em estudo indicando que existe uma relação de equilíbrio ao longo prazo através da Cointegração de Johansen, **(2)** “*Prices Transmission Channels of Energy and Exchange Rate on Food Sector: A Disaggregated Approach based on Estage of Process*”, Dae-Heum Kwon e Won W. Koo, 2009. Os preços da energia e a taxa de câmbio produzem influência sobre os preços dos alimentos utilizando o Teste de Causalidade de Granger, **(3)** “*Agricultural Response to Prices and Exchange Rate in Nigeria: Application of Co-integration and Vector Error Correlation Model (VECM)*”, Abiodun Elijah Obayelu and, A. Sheu Salau, 2010. A taxa de câmbio está cointegrada (Cointegração de Engle-Granger) com os preços dos alimentos em estudo indicando que existe uma relação de equilíbrio ao longo prazo e que existe uma relação de curto prazo ao seu equilíbrio de longo prazo utilizando o Modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM), **(4)** “Taxa de Câmbio, Preços de *Commodities* e Exportações de Produtos Básicos nas Regiões Brasileiras”, Michele Polline Veríssimo e Cleomar Gomes da Silva, 2012. A taxa de câmbio está cointegrada (Cointegração de Johansen) com os preços das *Commodities* em estudo indicando que existe uma relação de equilíbrio ao longo prazo e que existe uma relação de curto prazo

ao seu equilíbrio de longo prazo utilizando o Modelo de Correção de Erros (MCE), **(5)** “*Evaluating the exchange rate and commodity price nexus in Malaysia: evidence from the threshold cointegration approach*”, Butt et al, 2020. A taxa de câmbio está cointegrada (Cointegração de Engle-Granger, Modelo TAR e MTAR) com os preços das *Commodities* em estudo indicando que existe uma relação de equilíbrio ao longo prazo e que existe uma relação de curto prazo ao seu equilíbrio de longo prazo utilizando o Modelo de Correção de Erros (MCE).

Do mesmo modo, após analisar a transmissão de volatilidade entre a cotação do dólar e os preços dos alimentos no atacado e varejo apresentados neste trabalho, podemos citar alguns trabalhos que corroboram com os resultados que foram apresentados nesta pesquisa: **(1)** “*US dollar exchange rate and food price dependence: Implications for portfolio risk management*”, Juan C. Reboredo and Mikel Ugando, 2014. Este artigo utiliza cópulas para estudar a relação entre a taxa de câmbio do dólar americano e os preços do milho, soja, feijão, trigo e arroz, concluindo que existem evidências de dependência alimentar-USD positiva e fraca e sem dependência extrema do mercado para milho, trigo e arroz utilizando os Modelos ARMA, ARCH, GARCH e TGARCH, **(2)** “*Investigating Spillover Effects Between Foreign Exchange Rate Volatility and Commodity Price Volatility in Uganda*”, Lorna Katusiime, 2019. Investigar os efeitos entre volatilidade da taxa de câmbio e os preços dos alimentos utilizando os Modelos VEC, DCC e CCC e **(3)** “*Volatility transmission among oil price, exchange rate and agricultural commodities prices*”, Siami-Namini et al, 2018. O objetivo deste artigo é examinar a relação de interdependência entre as volatilidades do preço do petróleo bruto, câmbio do dólar norte-americano e um conjunto de preços de commodities agrícolas utilizando os Modelos EGARCH e VECM, concluindo que a volatilidade nos retornos das commodities agrícolas para a maioria dos casos é afetada pela volatilidade dos retornos do petróleo bruto no período pós-crise. Além disso, a volatilidade da taxa de câmbio do dólar norte-americano afeta muito os retornos das commodities agrícolas nos períodos pré-crise do que nos períodos pós-crise.

A seguir é apresentado as Considerações Finais desta pesquisa.

## 6 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho buscou-se verificar empiricamente se a cotação do dólar influencia os preços dos alimentos no atacado e varejo, utilizando técnicas econométricas apropriadas para as análises de transmissão de preços e transmissão de volatilidade.

Através dos resultados obtidos pelos modelos estatísticos para a transmissão de preços e transmissão de volatilidade destaca-se que:

1. Todas as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado e varejo são cointegradas com a série temporal da cotação do dólar, indicando que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas ao nível de significância 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*).
2. De acordo com os resultados obtidos através da regressão linear logaritmizada, concluiu-se que quando ocorre uma variação média mensal na cotação do dólar de 1%, os preços dos alimentos no atacado e varejo também sofrem uma variação média mensal (de  $\beta_1\%$ ) ao nível de significância de 1% (\*). Os alimentos que tiveram as maiores variações são: Cebola, 1,18%; Ovos, 1,15%; Café torrado/Moído, 1,11%; Costela Bovina Bovina, 1,06%; Feijão Cores Tipo I, 1,08%; Frango Resfriado, 1% para os alimentos no atacado. Para todos os outros alimentos as variações em seus preços foram abaixo de 1%.

A maior variação em percentagem (%) para os preços dos alimentos no varejo quando ocorre uma variação média mensal na cotação do dólar de 1% foi a seguinte: Alho, 1,09% e os outros alimentos no varejo tiveram variações em seus preços abaixo de 1%, concluindo que o dólar provoca um impacto maior nos preços dos alimentos no atacado do que no varejo

3. Conforme os resultados obtidos através do MCE, obteve-se os valores para o parâmetro  $\pi$ , que corrige os desequilíbrios de curto prazo (caso eles ocorram) aos seus equilíbrios de longo prazo dos preços dos alimentos no atacado e varejo,

quando ocorre uma variação na cotação do dólar ao nível de significância de 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*). Logo, quando houver um variação de 1% na cotação do dólar, a velocidade de ajuste dos preços dos alimentos no atacado no curto prazo aos seus valores de equilíbrio de longo prazo demorarão cerca de 7,42 meses para a Cebola até 31,15 meses para o Café Torrado/Moído. Em média os preços dos alimentos no atacado demorarão cerca de 14,32 meses para se equilibrarem.

Para os preços dos alimento no varejo, a velocidade de ajuste no curto prazo aos seus valores de equilíbrio de longo prazo demorarão cerca de 3,38 meses para o tomate até 75,19 meses para o Patinho. Em média os preços dos alimentos no varejo demorarão cerca de 20,42 meses para se equilibrarem. Logo, os preços dos alimentos no atacado se ajustam de forma mais rápida do que os preços dos alimentos no varejo.

4. Através dos resultados obtidos com os Modelos TAR e MTAR concluiu-se que as séries temporais da cotação do dólar são cointegradas com as séries temporais dos preços dos alimentos no atacado e varejo ao nível de significância 5% (\*\*). Além disso, quando ocorre uma variação na cotação do dólar, o mesmo é transmitido de maneira simétrica para todos os preços dos alimentos no atacado e varejo.
5. Através dos resultados obtidos com o Teste de Causalidade de Granger, concluiu-se que a cotação do dólar influencia estatisticamente os preços dos alimentos no atacado e varejo, indicando que a cotação do dólar é um bom previsor para os preços dos alimentos ao nível de significância 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*).
6. Através dos resultados obtidos com o Modelo BEKK, conclui-se que a variação média da cotação do dólar transmite riscos para todos os preços dos alimentos no atacado e varejo via efeito ARCH (choques) e/ou via efeito GARCH (volatilidade) ao nível de significância 1% (\*), 5% (\*\*) ou 10% (\*\*\*). Destaca-se que a variação média da cotação do dólar transmite risco de maneira assimétrica aos seguintes alimentos: Açúcar Cristal, Arroz Tipo I, Cebola, Costela Bovina, Farinha de Trigo, Feijão Caupi Tipo I, Feijão Cores Tipo I, Feijão Preto, Frango Resfriado, Leite Integral, Ovos, Traseiro com Osso e Traseiro sem Osso para os preços dos alimentos no atacado e Açúcar, Alcatra, Arroz, Café Moído, Coxão Mole, Feijão Preto Tipo

I, Leite Integral, Lombo Suíno, Macarrão, Margarina, Ovos, Pão Francês, Pernil Suíno e Tomate para os preços dos alimentos no varejo. A assimetria indica que os preços desses alimentos sofrem uma maior variação quando ocorre uma má notícia (aumento na cotação do dólar) do que em relação a uma boa notícia (queda na cotação dólar). Todos os outros alimentos no atacado e varejo sofrem uma variação simétrica (mesma magnitude) nos seus preços quando ocorre uma boa ou má notícia em relação a cotação do dólar.

7. Por fim, a transmissão de preços e a transmissão de volatilidade ocorrem com maior intensidade para os alimentos no atacado do que os alimentos no varejo quando a cotação do dólar sofre alguma variação.

Para trabalhos futuros sugere-se verificar como o dólar impacta os preços dos alimentos, pois nesta pesquisa chegou-se a conclusão de maneira empírica que o dólar impacta os preços dos alimentos no atacado e varejo, mas não foi discutido como isso ocorre.

Espera-se que os resultados obtidos neste trabalho forneça subsídios para contribuir com os processos de tomadas de decisão da cadeia produtiva que compõe o agronegócio, pois o mesmo, é grande produtor e exportador de alimentos e um elo de grande importância para o crescimento do país, bem como, auxiliar os governantes na implementação do planejamento de políticas públicas mais eficientes.

# REFERÊNCIAS

ABDELRAADI, F.; SERRA, T. **Asymmetric price volatility transmission between food and energy markets: The case of Spain**. *Agricultural Economics*, v. 46, n. 4, p. 503-513, 2015.

ABIARROZ-ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DO ARROZ. **O arroz/História do arroz**. Brasília: DF, 2020. Disponível em: <<http://abiarroz.com.br/detalhe-o-arroz?id=4>>. Acesso: 26 jul. 2020.

ABIC - Associação Brasileira da Indústria de Café, 2020a. **A Expansão do café no Brasil / História do Café / A Expansão do café no Brasil**. Disponível em: <<https://www.abic.com.br/o-cafe/historia/a-expansao-do-cafe-no-brasil/>>. Acesso em: 28 jul. 2020.

ABIC - Associação Brasileira da Indústria de Café, 2020b. **A Expansão do café no Brasil / História do Café / Origem do café**. Disponível em: <<https://www.abic.com.br/o-cafe/historia/>>. Acesso em: 28 jul. 2020.

ABITRIGO-ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DO TRIGO, 2022. **BRA-SIL - IMPORTAÇÃO DE TRIGO 2021 (POR PAÍIS)**. Disponível em: <<https://www.abitrigo.com.br/wp-content/uploads/2022/02/IMPORTA%C3%83O-DE-TRIGO-2021-1.pdf>>. Acesso em: 06 de Mai. 2022.

ABRAFRIGO-ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE FRIGORÍFICOS, 2022. **Exportação brasileira de carnes e derivados bovinos: jan-dez/2021**. Disponível em: <[https://www.abrafrigo.com.br/wp-content/uploads/2021/12/ABRAFRIGO-Exporta%C3%A7%C3%A3o-Carne-Bovina-Jan\\_2020-a-Dez\\_2021.pdf](https://www.abrafrigo.com.br/wp-content/uploads/2021/12/ABRAFRIGO-Exporta%C3%A7%C3%A3o-Carne-Bovina-Jan_2020-a-Dez_2021.pdf)>. Acesso em: 03 Mai. 2022.

ABRAFRUTAS-ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS PRODUTORES EXPORTADORES DE FRUTAS E DERIVADOS, 2022. **Dados de exportação em 2021**. Disponível em: <<https://abrafrutas.org/2020/01/28/8825>>. Acesso em: 05 Mai. 2022.

ABPM-ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS PRODUTORES DE MAÇÃ, 2020. **Sobre a maçã**. Disponível em: <<http://www.abpm.org.br/sobre-a-maca>>. Acesso em: 01 ago.

2020.

ALAM, M. J.; MCKENZIE, A. M.; BEGUM, I. A.; BUYSSE, J.; WAILES, E. J.; VAN HUYLENBROECK, G. **Asymmetry price transmission in the deregulated rice markets in Bangladesh: Asymmetric Error Correction model**. *Agribusiness*, v. 32, n. 4, p. 498-511, 2016.

ALOM, F.; WARD, B. D.; HU, B. **Spillover effects of World oil prices on food prices: evidence for Asia and Pacific countries**, 2011.

ALOM, F.; WARD, B. D.; HU, B. **Cross country mean and volatility spillover effects of food prices: multivariate GARCH analysis**. *Economics Bulletin*, v. 31, n. 2, p. 1439-1450, 2011.

ALVES, R. C.; CASAL, S.; OLIVEIRA, B. Benefícios do café na saúde: mito ou realidade? **Química Nova**, v. 32, n. 8, p. 2169-2180, 2009.

ANDERSEN, T. G.; CHUNG, H.-J.; SØRENSEN, B. E. **Efficient method of moments estimation of a stochastic volatility model: A Monte Carlo study**. *Journal of econometrics*, v. 91, n. 1, p. 61-87, 1999.

ANUAL, ABPA-Associação Brasileira de Proteína Animal. **Relatório**. São Paulo, 2022.

ARAGÃO, A.; CONTINI, E. **O agro no Brasil e no Mundo: uma síntese do período de 2000 a 2020**. Embrapa SIRE, 2021.

AREZKI, R.; DUMITRESCU, E.; FREYTAG, A.; QUINTYN, M. **Commodity prices and exchange rate volatility: Lessons from South Africa's capital account liberalization**. International Monetary Fund, 2012.

ASTERIOU, D.; HALL, S. G. **Applied econometrics second edition**. Hampshire: Palgrave Macmillan, 2011.

ASSUNÇÃO, P. E. V.; WANDER, A. E.; COSTA FILHO, B. A. D.; CAETANO, M. **Competitividade da produção do feijão em Goiás**. 2017.

AVICULTURAINDUSTRIAL.COM.BR. **Acelerando as projeções futuras do agro**. Ano 111, edição 1299, nº 5, 2020. Disponível em: <<https://www.aviculturaindustrial.com.br/edicao>>. Acesso em: 19 jul. 2020.

AWOKUSE, T. O.; BERNARD, J. C. **Spatial price dynamics in US regional broiler markets**. Journal of Agricultural and Applied Economics, v. 39, n. 3, p. 447-456, 2007.

AZEVEDO, P. F.; POLITI, R. B. **Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 46, n. 3, 2008.

BALCOMBE, K. G.; MORRISON, J. **Commodity price transmission: A critical review of techniques and an application to selected export commodities**. A study for the Food and Agricultural Organization (ESCR) of the United Nations, Rome, Italy, 2002.

BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROMBOUTS, J. VK. Rombouts (2006). **Multivariate GARCH models: A survey**. In: Journal of Applied Econometrics.

BCB - BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2022. **Política cambial**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/politicacambial>>. Acesso em: 06 Mai. 2022.

BEEFPOINT. **Exportação de carne bovina crescerá 10% em 2020, projeta Abrafrigo**. 2020. Disponível em: <<https://www.beefpoint.com.br>>. Acesso em: 22 jul. 2020.

BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. **Market integration and contagion**. National Bureau of Economic Research, 2003.

BEKAERT, G.; HARVEY, C. R.; LUNDBLAD, C. **Growth volatility and financial liberalization**. Journal of international money and finance, v. 25, n. 3, p. 370-403, 2006.

BERNDT, E. R.; HALL, B. H.; HALL, R. E.; HAUSMAN, J. A. **Estimation and inference in nonlinear structural models**. In: Annals of Economic and Social Measurement, Volume 3, number 4. NBER, 1974. p. 653-665.

BODIE, Z.; MERTON R. C. **Finanças-1** Edição Revista Ampliada. 2002.

BOLLERSLEV, T. **Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity**. Journal of econometrics, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R.; WOOLDRIDGE, J. **A capital asset pricing model with time varying covariances**. Journal of Political Economy, v. 96, n. 1, p. 116-131, feb. 1988.

BOLLERSLEV, T.; WOOLDRIDGE, J. M. **Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances**. Econometric reviews, v. 11, n. 2, p. 143-172, 1992.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. **Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models**. Journal of the American statistical Association, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BRASIL, Governo Federal, 2022a. Publicação eletrônica: **PIB cresce 4,6% em 2021 e supera perda provocada em 2020 pelos efeitos da Covid-19**. Disponível em: <<https://www.gov.br/pt-br/noticias/financas-impostos-e-gestao-publica/2022/03>>. Acesso em: 27 abr. 2022.

BROYDEN, C. G. **The convergence of a class of double-rank minimization algorithms**. J. Inst. Math. Appl., Parts I and II, n. 6, p.76-90, p. 222-231, 1970.

BUAINAIN, A. M.; BATALHA, M. O. **Cadeia produtiva da carne bovina**. IICA, MAPA/SPA. 86 p., 2007.

BUSSE, S.; BRUMMER, B.; IHLE, R. **Emerging linkages between price volatilities in energy and agricultural markets**. Safeguarding food security in volatile global markets, p. 111-126, 2011.

BUTT, S.; RAMAKRISHNAN, S.; LOGANATHAN, N.; CHOCHAN, M. A. **Evaluating the exchange rate and commodity price nexus in Malaysia: evidence from the threshold cointegration approach**. Financial Innovation, v. 6, n. 1, p. 1-19, 2020.

CAFÉ, S. L.; FONSECA, P. S. M. D.; AMARAL, G. F.; MOTTA, M. F. D. S. R.; ROQUE, C. A. L.; ORMOND, J. G. P. **Cadeia produtiva do trigo**. 2003.

CAETANO, T. F.; FIGUEIREDO, R. S.; DE OLIVEIRA NETO, O. J. **Assimetria e transmissão de preços do boi gordo entre os mercados do Brasil, EUA e Austrália/Asymmetry and price transmission of the live cattle between of**

**the Brazil, USA and Australia markets.** Brazilian Journal of Development, v. 5, n. 8, p. 12187-12210, 2019.

CARMAN, H. F.; SEXTON, R. J. **Supermarket fluid milk pricing practices in the Western United States.** Agribusiness, New York, v. 21, 2005.

CEASA-PE. **Notícias/A importância do feijão na agricultura brasileira.** Recife-PE, 2020. Disponível em: <<http://www.ceasape.org.br>>. Acesso em: 10 mai. 2020

CECAFÉ-Conselho dos Exportadores de Café do Brasil. **Exportações Brasileiras,** 2022. Disponível em: <<https://www.cecafe.com.br/dados-estatisticos/exportacoes-brasileiras/>>

CECAFÉ-Conselho dos Exportadores de Café do Brasil. **História do café,** 2020. Disponível em: <<https://www.cecafe.com.br/sobre-o-cafe/historia-do-cafe/>>. Acesso em: 28 jul. 2020

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA), 2022a. **Boletim do Leite,** n.º. 319, Janeiro, 2022. Disponível em: <<https://cepea.esalq.usp.br/upload/revista/pdf/0243440001642536044.pdf>>. Acesso em: 04 mai. 2022

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA), 2022b. **PIB DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO.** Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>. Acesso em: 27 abr. 2022.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA), 2020c. **ARROZ/RETRO 2019: EXPORTAÇÃO AQUECIDA E ESTOQUE BAIXO SUSTENTAM PREÇOS DO ARROZ EM CASCA EM 2019.** Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 10 mai. 2020.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA), 2020d. **Banco de Dados.** Disponível em: <[www.cepea.esalq.usp.br](http://www.cepea.esalq.usp.br)>. Acesso em: 10 mai. 2020.

CHAN, F.; MCALEER, M. **Estimating smooth transition autoregressive models with GARCH errors in the presence of extreme observations and outliers.** Applied Financial Economics, v. 13, n. 8, p. 581-592, 2003.

CNA. Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil. **Panorama do Agro,** 2021.

Disponível em: <<https://www.cnabrazil.org.br/cna/panorama-do-agro>>. Acesso em: 13 mar. 2022.

CNA. Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil. **Dia da Banana – Fruta é cultivada em todos os estados**, 2022. Disponível em: <<https://www.cnabrazil.org.br/noticias/dia-da-banana-fruta-e-cultivada-em-todos-os-estados>>. Acesso em: 06 Mai. 2022.

CPRA - CENTRO PARANAENSE DE REFERÊNCIA EM AGROECOLOGIA, 2020. **Tomates**. Disponível em: <<http://www.cpra.pr.gov.br/arquivos/File/Tomates.pdf>>. Acesso em: 26 jul. 2020.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB), 2022. **Produção nacional de grãos é estimada em 269,3 milhões de toneladas na safra 2021/22**. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/ultimas-noticias>>. Acesso em: 27 abr. 2022.

DA BAHIA, UNIÃO dos Municípios. **Notícia / Feijão: conheça suas origens e sua importância na economia brasileira**, 2016. Disponível em: <<http://www.upb.org.br/noticias/feijao-conheca-suas-origens-e-sua-importancia-na-economia-brasileira>>. Acesso em: 25 jul. 2020.

DA SILVA, C. R. L.; DE CARVALHO, M. A. **DISTRIBUIÇÃO DOS BENEFÍCIOS DA ESTABILIDADE DOS PREÇOS AGRÍCOLAS ENTRE CONSUMIDORES**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 41, n. 4, 2019.

DERCON, S. **On market integration and liberalisation: method and application to Ethiopia**. The Journal of Development Studies, v. 32, n. 1, p. 112-143, 1995.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root**. Journal of the American statistical association, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**. Econometrica: journal of the Econometric Society, p. 1057-1072, 1981.

DONG, X.; BROWN, C.; WALDRON, S.; ZHANG, J. **Asymmetric price transmission in the Chinese pork and pig market**. British Food Journal, 2018.

DREZE, J.; SEN, A. **India: Economic Development and Social Opportunity**. 1995.

DURBIN, J.; WATSON, G. S. **Testing for serial correlation in least squares regression**: I. *Biometrika*, v. 37, n. 3/4, p. 409-428, 1950.

EMBRAPA, 2018. **VISÃO 2030, O Futuro da Agricultura Brasileira**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/documents/10180/9543845/Vis%C3%A3o+2030+-+o+futuro+da+agricultura+brasileira/2a9a0f27-0ead-991a-8cbf-af8e89d62829?version=1.1>>. Acesso em: 23 jul. 2020.

EMBRAPA, 2019. **Anuário leite 2019: novos produtos e novas estratégias da cadeia do leite para ganhar competitividade e conquistar os clientes finais**. Disponível em: <<https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/198698/1/Anuario-LEITE-2019.pdf>>. Acesso em: 15 jul. 2020.

EMBRAPA, 2020a. **A Embrapa/Soja/cultivos/História da Soja**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/soja/cultivos/soja1/historia>>. Acesso em: 23 jul. 2020.

EMBRAPA, 2020b. **A Embrapa/Ações e campanhas/Qualidade da carne/Carne bovina**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/qualidade-da-carne/carne-bovina>>. Acesso em: 15 jul. 2020.

EMBRAPA, 2020c. **A Embrapa/Ações e campanhas/Qualidade da carne/Carne suína**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/qualidade-da-carne/carne-bovina>>. Acesso em 15 jul. 2020.

EMBRAPA, 2020d. **A Embrapa/Ações e campanhas/Qualidade da carne/Carne de aves**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/qualidade-da-carne/carne-bovina>>. Acesso em: 17 jul. 2020.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Four Edition. Wiley, 2015. 486p.

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

ENGLE, R. F. **Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation**. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 987-1007, 1982.

- ENGLE, R. F. **A general approach to Lagrange multiplier model diagnostics.** Journal of Econometrics, v. 20, n. 1, p. 83-104, 1982.
- ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. **Exogeneity: Econometrica.** Journal of the Econometric Society, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.
- ENGLE, R. F.; YOO, B. S. **Forecasting and testing in co-integrated systems.** Journal of econometrics, v. 35, n. 1, p. 143-159, 1987.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing.** Econometrica: journal of the Econometric Society, p. 251-276, 1987.
- ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. **Multivariate simultaneous generalized ARCH.** Econometric theory, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.
- ESTIMA (2010). **Rats Version 8 for Windows.** URL <http://www.estima.com>
- FACKLER, P. L.; TASTAN, H. **Estimating the degree of market integration.** American Journal of Agricultural Economics, v. 90, n. 1, p. 69-85, 2008.
- FAZCOMEX, 2020. **Importação de Trigo.** Disponível em: <<https://www.fazcomex.com.br/blog/importacao-de-trigo/>>. Acesso em: 30 jul. 2020.
- FASANYA, I. O.; OLAWEPO, F. **Determinants of food price volatility in Nigeria.** Agric. Tropic. Subtropic, v. 51, n. 4, p. 165-174, 2018.
- FELICIANO, J. D. C.; FIGUEIREDO, R. S. **Relação entre a Taxa de Câmbio X Preços dos Alimentos no Brasil. Estado da Arte: Revisão de Literatura.** In: Encontro Goiano de Probabilidade e Estatística (ENGOPE), IV, 2019, Goiânia: Universidade Federal de Goiás-UFG. Anais eletrônicos IV ENGOPE, Goiânia, 2019. p. 07 - 21. Disponível em: <<https://files.cercomp.ufg.br/weby/up/465/o/anaisIVENGOPEV2.pdf>>. Acesso em: 08 abr. 2020.
- FERREIRA, M. D. P.; VIEIRA FILHO, J. E. R.. **Inserção no mercado internacional e a produção de carnes no Brasil,** 2019.
- FLETCHER, R. **A new approach to variable metric algorithms.** The computer journal, v. 13, n. 3, p. 317-322, 1970.

- FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. John Wiley & Sons, 2009.
- GERAIS, Minas. SEAPA-Secretaria de Estado De Agricultura, Subsecretaria de Política e Economia Agrícola. **Tomate**, 2020. Disponível em: <[http://www.reformaagraria.mg.gov.br/images/documentos/perfil\\_tomate\\_jun\\_2020\[1\].pdf](http://www.reformaagraria.mg.gov.br/images/documentos/perfil_tomate_jun_2020[1].pdf)>. Acesso em: 27 jul. 2020.
- GHOSH, M. **Agricultural policy reforms and spatial integration of food grain markets in India**. Journal of Economic Development, v. 36, n. 2, p. 15, 2011.
- GILBERT, C. L. **How to understand high food prices**. Journal of agricultural economics, v. 61, n. 2, p. 398-425, 2010.
- GILBERT, C. L.; MORGAN, C. W. **Food price volatility**. Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences, v. 365, n. 1554, p. 3023-3034, 2010.
- GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. **On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks**. The journal of finance, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, 1993.
- GOLDFARB, D. **A family of variable-metric methods derived by variational means**. Mathematics of computation, v. 24, n. 109, p. 23-26, 1970.
- GONZAGA, R. T.; SANTANDER, M. A.; REGIANI, A. M. **A cultura afro-brasileira no ensino de química: a interdisciplinaridade da química e a história da cana-de-açúcar**. 41 volume, 2019.
- GOZGOR, G.; MEMIS, C. **Price volatility spillovers among agricultural commodity and crude oil markets: Evidence from the range-based estimator**. Agricultural Economics, v. 61, n. 5, p. 214-221, 2015.
- GRANGER, C. W. **Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods**. Econometrica: journal of the Econometric Society, p. 424-438, 1969.
- GRANGER, C. W.; WEISS, A. A. **Time series analysis of error-correction models**. In: Studies in econometrics, time series, and multivariate statistics. Academic Press, 1983. p. 255-278.
- GRANGER, C. W. **Some properties of time series data and their use in econometric model specification**. Journal of econometrics, v. 16, n. 1, p. 121-130,

1981.

GRANGER, C. W.; NEWBOLD, P.; ECONOM, J. **Spurious regressions in econometrics**. Baltagi, Badi H. A Companion of Theoretical Econometrics, p. 557-61, 1974.

GRUBER, J. W.; VIGFUSSON, R. J. **Interest rates and the volatility and correlation of commodity prices**. Macroeconomic Dynamics, v. 22, n. 3, p. 600-619, 2018.

GUALAZZI, R. J. V. **“Lycopersicum esculentum”**: una breve historia del tomate. Alquibla: Revista de investigación del Bajo Segura, n. 3, p. 105-111, 1997.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH Editora LTDA, 2011.

HAFNER, C. M.; HERWARTZ, H. **Testing for causality in variance using multivariate GARCH models**. Economics Working Paper, 2004.

HARRI, A.; NALLEY, L.; HUDSON, D. **The relationship between oil, exchange rates, and commodity prices**. Journal of agricultural and applied economics, v. 41, n. 2, p. 501-510, 2009.

HFBRASIL-Hortifruti Brasil, 2022. **Anuário HFBrasil: retrospectiva 2021 e perspectiva 2022**. <<https://www.hfbrasil.org.br/br/revista/acessar/completo/anuario-hf-brasil-retrospectiva-2021-perspectiva-2022.aspx>>. Acesso em: 03 Mai. 2022.

HOUCK, J. P. **An approach to specifying and estimating nonreversible functions**. American Journal of Agricultural Economics, v. 59, n.3, 1977

KWON, D.-H.; KOO, W. W. **Price transmission channels of energy and exchange rate on food sector: A disaggregated approach based on stage of process**. 2009.

IBGE-INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **PPM - Pesquisa da Pecuária Municipal**, 2020. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9107-producao-da-pecuaria-municipal>>. Acesso em: 03 Mai. 2022.

IBGE-INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2022. **Agri-**

**cultura, pecuária e outros.** Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria.html>>. Acesso em: 19 abr. 2022.

IBRAFE-Instituto Brasileiro de Feijão e Pulse, 2022. **Brasil aumenta exportação de feijão. Volume de janeiro a novembro supera o de todo o ano passado.** Disponível em: <<https://www.ibrafe.org/artigo/brasil-aumenta-exportacao-de-feijao-volume-de-janeiro-a-novembro-supera-o-de-todo-o-ano-passado-2/>>. Acesso em: 05 de Mai. 2022.

IEA-INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Análise de Conjuntura e Perspectivas do Agro 2020 - carne bovina e carne suína.** São Paulo: IEA, 2020a. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=14768>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

IEA-INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **As Mudanças no Câmbio e nos Juros, Brasil, 1994-2006.** São Paulo: IEA, 2020b. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=8984>>. Acesso em: 02 ago. 2020.

IEA-INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Cana-de-açúcar: produção e processamento em 2019.** São Paulo: IEA, 2020c. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=14767>>. Acesso em: 28 jul. 2020.

IEA-INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Comportamento do Mercado de Leite em 2021 e Expectativa para 2022.** São Paulo: IEA, 2021. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=16001>>. Acesso em: 03 Mai. 2021.

IHS Inc (2015). **EViews 9 for Windows.** Irvine. URL <http://www.EViews.com/>.

IMF, OECD; UNCTAD, WFP. **Price volatility in food and agricultural markets: Policy responses.** FAO: Roma, Italy, 2011.

IPEA-Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2022. **Revista Eletrônica. CARTA DE CONJUNTURA: Comércio exterior do agronegócio: balanço de 2021 e perspectivas para 2022.** Disponível em:<[https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/220116\\_nota\\_2\\_comercio\\_exterior\\_agro\\_2021.pdf](https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/220116_nota_2_comercio_exterior_agro_2021.pdf)>. Acesso em: 03 Mai. 2021.

- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. **A test for normality of observations and regression residuals**. International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique, p. 163-172, 1987.
- JOHANSEN, S. **Statistical analysis of cointegration vectors**. Journal of economic dynamics and control, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S. **Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models**. Econometrica: journal of the Econometric Society, p. 1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford University Press on Demand, 1995.
- KANG, S. H.; YOON, S-M. **Modeling and forecasting the volatility of petroleum futures prices**. Energy Economics, v. 36, n. 1, p. 354-362, 2013.
- KATUSIIME, L. **Investigating spillover effects between foreign exchange rate volatility and commodity price volatility in Uganda**. Economies, v. 7, n. 1, p. 1, 2018.
- KIST, B. B. **Anuário brasileiro da maçã**. Editora Gazeta, Santa Cruz Sul, 2019. Disponível em: <[https://www.editoragazeta.com.br/sitewp/wp-content/uploads/2019/06/MA%C3%A7%C3%A2\\_2019\\_DUPLA.pdf](https://www.editoragazeta.com.br/sitewp/wp-content/uploads/2019/06/MA%C3%A7%C3%A2_2019_DUPLA.pdf)>. Acesso em: 10 Mai. 2021.
- KLANOVICZ, Jo. **Apontamentos para uma história ambiental de monoculturas modernas no sul do Brasil**. Hib: Revista de Historia Iberoamericana, v. 7, n. 2, p. 6, 2014.
- KWON, D-H.; KOO, W. W. **Price transmission channels of energy and exchange rate on food sector: A disaggregated approach based on stage of process**. 2009.
- KRETZSCHMAR, A. A.; RUFATO, L. **Maçãs: O que você ainda não sabe sobre a atividade**. Revista Campos & Negócios, 2020.
- KRONER, K. F.; NG, V. K. **Modeling asymmetric comovements of asset returns**. The review of financial studies, v. 11, n. 4, p. 817-844, 1998.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. 6.

ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2007. 558 p.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. **On a measure of lack of fit in time series models.** *Biometrika*, v. 65, n. 2, p. 297-303, 1978.

LSPA, IBGE. Levantamento Sistemático da Produção Agrícola, 2022. **Tabela 2 - Área, Produção e Rendimento Médio - Confronto das Safras de 2021 e das Estimativas para 2022 - Brasil.** Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9201-levantamento-sistemico-da-producao-agricola.html?=&t=resultados>>. Acesso em: 18 abr. 2022.

MACKINNON, J. G. **Critical values for cointegration tests.** In: Eds., Long-Run Economic Relationship: Readings in Cointegration. 1991.

MAPA, 2022a. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Publicação eletrônica: **Exportações do agronegócio batem recorde em dezembro e no ano de 2021.** Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/exportacoes-do-agronegocio-batem-recorde-em-dezembro-e-no-ano-de-2021>>. Acesso em: 28 abr. 2022.

MAPA, 2022b. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Publicação eletrônica: Valor da Produção Agropecuária de 2022 deve chegar a R\$ 1,227 trilhão.** <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/valor-da-producao-agropecuaria-de-2022-deve-chegar-a-r-1-227-trilhao>>. Acesso em: 28 abr. 2022.

MARGARIDO, M. A.; FELIPPE, C. S.; BRUNO, B. P. **Análise do mecanismo de transmissão dos preços internacionais de commodities agrícolas sobre o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil.** 2010.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A. **Análise da volatilidade e transmissão de preços entre os mercados internacionais de petróleo e soja.** *Organizações Rurais & Agroindustriais*, v. 16, n. 1, 2014.

MARSHALL, A. **Princípios de economia: tratado introdutório.** São Paulo: Nova Cultural, 1985.

MATSUI, T.; NAKAJIMA, T.; SAKAI, Y.; YAGI, N. **Empirical analysis of the distribution and consumption form and transmission of the price of marine**

**products, focusing on tuna.** NIPPON SUISAN GAKKAISHI, v. 83, n. 5, p. 795-801, 2017.

MATOS, M. A.; NINAUT, E. S.; CAIADO, R. C. **A influência do câmbio na formação de preços do agronegócio.** Revista de Política Agrícola, v. 17, n. 4, p. 6-13, 2008.

MELZ, L. J.; GASTARDELO, T. A. R.; LEITNER, C. P. S.; CARGNIN, R. L. R. **Transmissão de preços dos insumos para a carne suína: análise com regime switching de markov/Price transmission of inputs for pork meat: analysis with markov regime switching.** Brazilian Journal of Development, v. 5, n. 9, p. 16968-16989, 2019.

MIGHRI, Z.; MANSOURI, F. **Asymmetric price transmission within the Argentinean stock market: an asymmetric threshold cointegration approach.** Empirical Economics, v. 51, n. 3, p. 1115-1149, 2016.

MILKPOINT, 2020. **Top 100 2020: volume médio diário em 2019 é de 20.905 litros, 8,67% a mais que em 2018.** Disponível em: <<https://www.milkpoint.com.br>>. Acesso em: 15/07/2020.

MINOVIĆ, J. **Application and diagnostic checking of univariate and multivariate GARCH models in serbian financial market.** Economic analysis, v. 41, n. 1-2, p. 73-87, 2008.

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

MORRISON, J.; BALCOMBE, K. **Policy analysis matrices: beyond simple sensitivity analysis.** Journal of International Development, v. 14, n. 4, p. 459-471, 2002.

MÜLLER, F. M.; GUERRA, R. R.; SOUZA, A. M. **Análise da quasi correlação condicional dinâmica da volatilidade de índices do mercado à vista e futuro.** Electronic Journal of Management, Education and Environmental Technology (REGET), v. 19, n. 2, p. 862-878, 2015.

NYANGASI, C. M.; OLUKURU, J. **Volatility Spillover of the Agriculture Sector**

**on the Nairobi Securities Exchange.** Journal of Finance and Economics, v. 5, n. 2, p. 76-84, 2017.

**OBAYELU, A. E.; SALAU, A. S. Agricultural response to prices and exchange rate in Nigeria: Application of co-integration and Vector Error Correction Model (VECM).** Journal of agricultural sciences, v. 1, n. 2, p. 73-81, 2010.

**PAVAN, L. S.; BERNARDELLI, A. G. Transmissão assimétrica de preços: o caso do Mercado de etanol para municípios selecionados do Paraná/Asymmetric transmission of prices: the case of the ethanol market for selected municipalities of Paraná.** Brazilian Journal of Development, v. 4, n. 5, p. 1809-1826, 2018.

**PHILLIPS, P. C. Time series regression with a unit root.** Econometrica: Journal of the Econometric Society, p. 277-301, 1987.

**PHILLIPS, P. C. Understanding spurious regressions in econometrics.** Journal of econometrics, v. 33, n. 3, p. 311-340, 1986.

**PHILLIPS, P. CB; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration.** Econometrica: Journal of the Econometric Society, p. 165-193, 1990.

**POON, S-H.; GRANGER, C. W. Forecasting volatility in financial markets: A review.** Journal of economic literature, v. 41, n. 2, p. 478-539, 2003.

**PRAKASH, A., 2011. ORGANISATION DES NATIONS UNIES POUR L'ALIMENTATION ET L'AGRICULTURE. Safeguarding food security in volatile global markets.** Food and Agriculture Organization of the United Nations.

**PRAKASH, A.; GILBERT, C. L. Rising vulnerability in the global food system: beyond market fundamentals.** Safeguarding Food Security in Volatile Global Markets, p. 45-66, 2011.

**PRESOTTO, E.; DE FREITAS, C. A.; BATISTELLA, P.; LAZARETTI, L. R. ESTUDO DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE O MERCADO NACIONAL E INTERNACIONAL DE ÓLEO BRUTO DE SOJA PARA O PREÇO PAGO AO PRODUTOR BRASILEIRO (1996-2016).** SINERGIA-Revista do

Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis, v. 23, n. 2, p. 33-44, 2019.

RAJAN, R. G.; ZINGALES, L. **The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century**. Journal of financial economics, v. 69, n. 1, p. 5-50, 2003.

RAPSOMANIKIS, G. **Price transmission and volatility spillovers in food markets**. Safeguarding food security in volatile global markets, p. 149-168, 2011.

REBOREDO, J. C.; UGANDO, M. **US dollar exchange rate and food price dependence: Implications for portfolio risk management**. The North American Journal of Economics and Finance, v. 30, p. 72-89, 2014.

REZENDE, J. D. S.; DE OLIVEIRA NETO, O. J.; 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.

SAKAI, Y.; NAKAJIMA, T.; MATSUI, T.; YAGI, N. **Asymmetric price transmission in the Japanese seafood market**. Nippon Suisan Gakkaishi, v. 78, n. 3, p. 468, 2012.

SANTIAGO, S. Q. **Vulnerabilidade externa brasileira no regime cambial de flutuação suja**. 2017.

SALVADOR, C. A. **Feijão: Análise da Conjuntura Agropecuária**. Curitiba: SEAB, 2018.

SHANNO, D. F. **Conditioning of quasi-Newton methods for function minimization**. Mathematics of computation, v. 24, n. 111, p. 647-656, 1970.

SHRINIVAS, A.; GÓMEZ, M. I. **Price transmission, asymmetric adjustment and threshold effects in the cotton supply chain: A case study for Vidarbha, India**. Agricultural Economics, v. 47, n. 4, p. 435-444, 2016.

SIAMI-NAMINI, S. **Volatility transmission among oil price, exchange rate and agricultural commodities prices**. Applied Economics and Finance, v. 6, n. 4, p. 41-61, 2018.

SIDRA, I. B. G. E. **Sistema IBGE de recuperação automática**. Rio de Janeiro, [2022]. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/home/leite/brasil>>. Acesso em 04 Mai. 2022.

ŚMIECH, S.; PAPIEZ, M.; FIJOREK, K.; DABROWSKI, 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.

SNA-SOCIEDADE NACIONAL da AGRICULTURA. Rio de Janeiro: RJ, 2020. **Exportações do complexo soja em 2019 recuam 4,50% em volume e 14,40% em receita**. Disponível em: <<https://www.sna.agr.br>>. Acesso em 24 jul. 2020.

SOUZA, F. E. P. de; CARVALHO, F. J. **Exchange rate regulation, the behavior of exchange rates, and macroeconomic stability in Brazil**. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 31, n. 4, p. 563-578, 2011.

STIGLER, M.; PRAKASH, A. **The role of low stocks in generating volatility and panic**. *Safeguarding food security in volatile global markets*, p. 327-341, 2011.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Testing for common trends**. *Journal of the American statistical Association*, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, 1988.

TAYLOR, S. **Asset price dynamics, volatility, and prediction**. New Jersey: Princeton University Press, 2005.

TSAY, R. S. **Analysis of financial time series**. John Wiley & sons, 2005.

TSAY, R. S. **Multivariate time series analysis: with R and financial applications**. John Wiley & Sons, 2013.

USMAN, M. A.; HAILE, M. G. **Producer to retailer price transmission in cereal markets of Ethiopia**. *Food Security*, v. 9, n. 4, p. 815-829, 2017.

VAVRA, P.; GOODWIN, B. K. **Analysis of price transmission along the food chain**. 2005.

VERÍSSIMO, M. P.; DA SILVA, C. G. **Taxa de câmbio, preços de commodities e exportações de produtos básicos nas regiões brasileiras**. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 44, n. 3, p. 777-794, 2013.

VOLLRATH, T. L. **North American agricultural market integration and its impact on the food and fiber system.** 2003.

WALD, A. **Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large.** Transactions of the American Mathematical society, v. 54, n. 3, p. 426-482, 1943.

WANDER, A. E.; DA CUNHA, C. A. **Transmissão assimétrica de preços na cadeia do arroz em São Paulo.** In: Embrapa Arroz e Feijão-Artigo em anais de congresso (ALICE). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ARROZ IRRIGADO, 11., 2019. Balneário Camboriú, SC. Inovação e desenvolvimento na orizicultura: anais eletrônico. Itajaí: Epagri: Sosbai, 2019.

WANDER, A. E. **Produção e consumo de feijão no Brasil, 1975 - 2005.** Informações Econômicas, São Paulo, v.37, n.2, p.7-21, 2007.

WANE, A.; GILBERT, S.; DIBOGLU, S. **Critical values of the empirical F-distribution for threshold autoregressive and momentum threshold autoregressive models.** 2004.

ZANARDINI, D. R.; DE LUCENA AIUBE, F. A. **UMA ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE VOLATILIDADE ENTRE MERCADO DOS EUA E AMÉRICA LATINA ATRAVÉS DE UMA MODELAGEM DCC-GARCH.** Cadernos do IME-Série Estatística, v. 45, p. 20, 2018.