

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO DO SUL  
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO E NEGÓCIOS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

DOMINGOS SÁVIO DE LIMA

DINÂMICA DA RELAÇÃO ENTRE O MERCADO FUTURO E O MERCADO À VISTA  
DE COMMODITIES NAS DECISÕES DE INVESTIMENTO: EVIDÊNCIAS PARA O  
MERCADO BRASILEIRO.

CAMPO GRANDE

2025

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO DO SUL  
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO E NEGÓCIOS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

DOMINGOS SÁVIO DE LIMA

DINÂMICA DA RELAÇÃO ENTRE O MERCADO FUTURO E O MERCADO À VISTA  
DE COMMODITIES NAS DECISÕES DE INVESTIMENTO: EVIDÊNCIAS PARA O  
MERCADO BRASILEIRO.

Dissertação apresentada como requisito para  
conclusão do curso de Mestrado do Programa de  
Pós-Graduação em Ciências Contábeis da  
Universidade Federal de Mato Grosso do Sul  
(UFMS).

Orientador: Prof. Dr. Jorge Luis Sánchez  
Arévalo

CAMPO GRANDE

2025

DOMINGOS SÁVIO DE LIMA

DINÂMICA DA RELAÇÃO ENTRE O MERCADO FUTURO E O MERCADO À VISTA  
DE COMMODITIES NAS DECISÕES DE INVESTIMENTO: EVIDÊNCIAS PARA O  
MERCADO BRASILEIRO.

Esta dissertação foi julgada aprovada para a obtenção do Grau de Mestre em Ciências Contábeis na área de concentração em Contabilidade Societária e Finanças do Programa de Pós-Graduação stricto sensu em Ciências Contábeis da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul e aprovada, em sua forma final, em 06 de maio de 2025.

Prof. Dr. Luiz Miguel Renda dos Santos  
Coordenador do Curso

Prof. Dr. Jorge Luís Sanchez Arévalo (Orientador)  
Universidade Federal de Mato Grosso do Sul Apresentada à Comissão Examinadora  
composta pelos professores:

Prof.<sup>a</sup> Dra. Elisabeth de Oliveira Vendramin  
Universidade Federal de Mato Grosso do Sul

Prof. Dr. João Ricardo Ferreira de Lima  
Faculdade de Petrolina - PE

## DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho aos meus queridos pais, Astério e Iracilde, que já não estão entre nós. Vocês foram minhas primeiras fontes de inspiração e os maiores incentivadores dos meus sonhos. Mesmo não podendo compartilhar este momento ao meu lado, sinto a presença de vocês em cada conquista e aprendizado. A força e os valores que vocês me ensinaram guiaram meus passos até aqui, e este trabalho é um tributo ao amor, à dedicação e ao exemplo que deixaram como legado.

Saudades eternas, com amor.

## AGRADECIMENTOS

A conclusão deste trabalho de mestrado representa a soma de esforços e apoio de várias pessoas a quem sou profundamente grato.

Primeiramente, agradeço a Deus, pela saúde e força para enfrentar os desafios dessa jornada acadêmica.

Aos meus orientadores, Jorge Luís Sanchez Arévalo, por suas orientações, paciência e confiança. Suas valiosas contribuições e incentivos foram essenciais para a realização deste trabalho.

Aos meus colegas de curso e de pesquisa, especialmente Lucas e Ezequiel, pelo apoio mútuo, discussões enriquecedoras e pela amizade cultivada ao longo desses anos.

Agradeço também aos professores do programa de pós-graduação, cujos ensinamentos e orientações foram fundamentais para o meu crescimento acadêmico e pessoal.

Um agradecimento especial à minha família, por todo o amor, compreensão e apoio incondicional da esposa amada Michelli e do filho amado Thiago. Vocês sempre acreditaram em mim, mesmo nos momentos em que duvidei de mim mesmo.

Aos amigos e mestres José Sampaio e Janaína Andreotti, por entenderem minhas ausências e ainda assim permanecerem ao meu lado.

Por fim, dedico um agradecimento sincero a todos aqueles que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização deste trabalho.

A todos, minha mais profunda gratidão.

“E que a minha loucura seja perdoada, porque metade de mim é amor, e a outra metade também.”

(Oswaldo Montenegro)

## RESUMO

Este estudo explora a dinâmica entre os mercados futuro e à vista de commodities agrícolas no Brasil, com foco em quatro produtos principais: milho, soja, café arábica e boi gordo. O estudo cobre um período de 90 meses, de 1º de dezembro de 2016 a 31 de maio de 2024, abrangendo a crise provocada pela pandemia de COVID-19. A Teoria de Causalidade em séries temporais, especialmente a partir do uso do modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) e do Teste de Causalidade de Granger, bem como o método proposto por Toda-Yamamoto, permite investigar as relações de causalidade e o processo de descoberta de preços, tanto em períodos de estabilidade quanto durante a crise. Os resultados revelam que, em geral, os mercados futuros desempenham um papel proeminente na descoberta de preços em comparação com os mercados à vista, ajustando-se rapidamente, demonstra que em períodos de crise, o mercado futuro tende a liderar a descoberta de preços, refletindo sua capacidade de incorporar rapidamente novas informações e expectativas do mercado. Em períodos de estabilidade, observa-se uma interação equilibrada, com causalidade bidirecional em algumas *commodities*, proporcionando um processo de descoberta de preços colaborativo entre os mercados. Essas descobertas têm implicações práticas para investidores e formuladores de políticas, indicando que as estratégias de hedge e as decisões de investimento precisam considerar as mudanças dinâmicas entre os mercados futuro e à vista, especialmente em períodos de alta volatilidade. Além disso, a análise sugere que, em momentos de crise, o mercado futuro pode antecipar efetivamente as expectativas de mercado, refletindo de forma intensa as incertezas econômicas. Este estudo contribui para o entendimento das interações complexas entre os mercados de commodities no Brasil, oferecendo insights valiosos sobre a gestão de riscos em ambientes econômicos instáveis.

**Palavras-chave:** Mercado Futuro e à Vista, *Commodities*, Causalidade e Modelo VECM.

## ABSTRACT

This study explores the dynamics between the futures and spot markets for agricultural commodities in Brazil, focusing on four main products: corn, soybeans, Arabica coffee, and beef cattle. The study covers a 90-month period, from December 1, 2016 to May 31, 2024, encompassing the crisis caused by the COVID-19 pandemic. The Theory of Causality in time series, especially from the use of the Vector Error Correction Model (VECM) and the Granger Causality Test, as well as the method proposed by Toda-Yamamoto, allows us to investigate the causality relationships and the price discovery process, both in periods of stability and during the crisis. The results reveal that, in general, futures markets play a more prominent role in price discovery compared to spot markets, adjusting quickly. They demonstrate that in times of crisis, the futures market tends to lead price discovery, reflecting its ability to quickly incorporate new information and market expectations. In times of stability, a more balanced interaction is observed, with bidirectional causality in some commodities, providing a more collaborative price discovery process between markets. These findings have practical implications for investors and policymakers, indicating that hedging strategies and investment decisions need to consider the dynamic changes between futures and spot markets, especially in times of high volatility. Furthermore, the analysis suggests that, in times of crisis, the futures market can more effectively anticipate market expectations, reflecting more intensely economic uncertainties. This study contributes to the understanding of the complex interactions between commodity markets in Brazil, offering valuable insights into risk management in unstable economic environments.

**Keywords:** Future and Spot Market, Commodities, Causality and VECM Model.

## **LISTA DE FIGURAS**

Figura 1: Comparação entre os Preços à Vista e Preço Futuro da Commodity Milho .....	77
Figura 2: Comparação entre os Preços à Vista e Preço Futuro da Commodity Soja.....	79
Figura 3: Comparação entre os Preços à Vista e Preço Futuro da Commodity Café Arábica..	80
Figura 4: Comparação entre os Preços à Vista e Preço Futuro da Commodity Boi Gordo.....	82

## LISTA DE TABELAS

Quadro 1: Resumo do Testes em Raiz Unitária em Painel.....	58
Quadro 2: Resumo dos testes de cointegração de Pedroni.....	59
Quadro 3: Teste de Raiz Unitária do Painel para Commodity Milho .....	84
Quadro 4: Teste de Raiz Unitária do Painel para Commodity Soja .....	85
Quadro 5: Teste de Raiz Unitária do Painel para Commodity Café Arábica .....	86
Quadro 6: Teste de Raiz Unitária do Painel para Commodity Boi Gordo.....	87
Quadro 7: Demonstra o Resultado Consolidado dos principais achados dos Teste de Raiz Unitária referentes à estacionariedade das séries.....	87
Quadro 8: Teste de Cointegração de Pedroni para Commodity Milho .....	90
Quadro 9: Teste de Cointegração de Pedroni para Commodity Soja .....	91
Quadro 10: Teste de Cointegração de Pedroni para Commodity Café Arábica .....	93
Quadro 11: Teste de Cointegração de Pedroni para Commodity Boi Gordo .....	95
Quadro 12: Demonstra o Consolidado dos Resultados dos Testes de Cointegração de Pedroni para commodities (Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo).....	97
Quadro 13: Painel VECM - Commodity Milho .....	98
Quadro 14: Painel VECM - Commodity Soja .....	99
Quadro 15: Painel VECM - Commodity Café Arábica.....	100
Quadro 16: Painel VECM - Commodity Boi Gordo.....	101
Quadro 17: Painel VECM - Subperíodos da Commodity Milho .....	102
Quadro 18: Painel VECM - Subperíodos da Commodity Soja .....	103
Quadro 19: Painel VECM - Subperíodos da Commodity Café Arabica.....	104
Quadro 20: Painel VECM - Subperíodos da Commodity Boi Gordo .....	106
Quadro 21: Demonstra o Consolidado dos Resultados dos VECM resultados por sub períodos da Commodity Boi Gordo.....	107
Quadro 22: Painel VEC - Teste em Painel - Toda-Yamamoto - commodity Milho.....	108
Quadro 23: Painel VEC - Teste em Painel - Toda-Yamamoto - commodity Soja .....	110
Quadro 24: Painel VEC - Teste em Painel - Toda-Yamamoto - commodity Café Arábica...112	
Quadro 25: Painel VEC - Teste em Painel - Toda-Yamamoto - commodity Boi Gordo .....	114
Quadro 26: Demonstra o Consolidado dos Resultados dos - Toda-Yamamoto - commodity Boi Gordo .....	110
Quadro 27: Teste de Análise Cruzada em Painel - Causalidade Toda-Yamamoto: Milho.....	117
Quadro 28: Teste de Análise Cruzada em Painel - Causalidade Toda-Yamamoto: Soja.....	122

Quadro 29: Teste de Analise Cruzada em Painel - Causalidade Toda-Yamamoto: Café Arábica.....	127
Quadro 30: Teste de Analise Cruzada em Painel - Causalidade Toda-Yamamoto: Boi Gordo.....	131
Quadro 31: Demonstra o Consolidado dos Resultados dos Teste de Analise Cruzada em Painel Causalidade Toda-Yamamoto: Boi Gordo.....	126

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO .....	14
1.1 Caracterização do Problema de Pesquisa .....	18
1.2 Objetivos .....	18
1.3 Justificativas .....	19
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....	20
2.1 Mercado das Commodities do Agronegócio (Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo) no Mercado Brasileiro.....	20
2.2 Um Breve Panorama Sobre o Mercado do Milho no Brasil.....	26
2.3 Um Breve Panorama Sobre o Mercado da Soja no Brasil.....	27
2.4 Um Breve Panorama Sobre o Mercado da Café Arábica no Brasil.....	27
2.5 Um Breve Panorama Sobre o Mercado do Boi Gordo no Brasil.....	29
2.6 O Processo de Determinação de Preços das Commodities do Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo.....	30
2.7 Descoberta dos Preços, Direção e Causalidade dos Preços dos Mercados Spot e Futuro.	33
2.8 Efeitos da Pandemia - COVID-19 no Mercado de Commodities e na Economia Mundial.....	38
2.9 Teoria da Causalidade .....	40
2.10 Causalidade de Granger .....	42
2.11 Teste de Causalidade de Toda e Yamamoto.....	45
3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	47
3.1 Caracterização da Pesquisa.....	47
3.2 Amostra de dados.....	48
3.3 Modelagem Econométrica e Procedimentos de Teste.....	49
3.4 Modelo Vetorial Autorregressivo.....	48
3.5 Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM).....	50
3.6 Teste de Raiz Unitária.....	54
3.7 Teste de Cointegração.....	58
3.7.1 Teste de Cointegração Teste Panel V-Stat no Contexto de Cointegração de Pedroni .....	61
3.7.2 Teste Panel RHO-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni.....	63
3.7.3 Teste Panel PP-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni.....	66
3.7.4 Teste Panel ADF-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni.....	63
3.7.5 Teste Group rho-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni.....	68

3.7.6	Teste Group PP-stat no contexto de Cointegração de Pedroni.....	69
3.7.7	Teste Group ADF-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni.....	71
3.8	Teste de Causalidade de Toda e Yamamoto.....	72
4.	RESULTADOS .....	77
4.1	Análise Gráfica das Séries Temporais das Commodities .....	77
4.1.1	Análise Gráfica da Commodity Milho .....	77
4.1.2	Estatística Gráfica da Commodity Soja .....	78
4.1.3	Estatística Gráfica da Commodity Café Arábica .....	80
4.1.4	Estatística Gráfica da Commodity Boi Gordo .....	82
4.5	Teste de Raiz Unitária do Painel das Commodities .....	83
4.6	Teste de Cointegração de Pedroni das Commodities .....	90
4.7	Resultado do Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) .....	98
4.8	Resultado do Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto.....	108
4.9	Resultado do Teste Analise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto.....	117
5.	CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	149
6.	REFERENCIAL TEÓRICO.....	156
	APÊNDICES .....	169
	APÊNDICE A – Base de dados ajustada para análise no Python - Planilha Utilizada com Dados Tabulados da Série Histórica de 01/12/2016 a 31/05/2024 das Commodities milho, soja, café arábica e boi gordo .....	169
	APÊNDICE B – Código Python utilizados para cálculo de Raiz Unitária do Painel para Commodity milho, soja, café Arábica e boi gordo.....	207
	APÊNDICE C – Código Python para Teste de Cointegração de Pedroni para commodity milho, soja, café arábica e boi gordo.....	209
	APÊNDICE D – Código Python para Painel VECM - commodity milho, soja, café arábica e boi gordo.gordo.....	211
	APÊNDICE E – Código Python para Painel VECM resultados por sub períodos da Commodities milho, soja, café arábica e boi gordo.....	212
	APÊNDICE F – Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a commodities, milho, soja, café arábica e boi gordo.....	214
	APÊNDICE G – Teste Analise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto milho, soja, café arábica e boi gordo.....	217

## 1 INTRODUÇÃO

Quando ocorre instabilidade no mercado financeiro e declínio nas bolsas de valores, investidores procuram direcionar seus investimentos para ativos relativamente seguros em período de incertezas. Neste cenário, de acordo com Raniero (2018) é necessário compreender o comportamento dos preços nos mercados à vista e mercado futuros e como exerce uma influência significativa sobre as decisões dos investidores, especialmente no que diz respeito ao uso de mecanismos de proteção contra flutuações indesejadas de preços.

Para se proteger dessas variações, os participantes do mercado podem adotar estratégias de hedge no mercado futuro. Conforme observado por Marques, Mello e Martines Filho (2006), em uma operação de hedge, os agentes buscam fixar um preço de compra ou venda de uma mercadoria no mercado futuro, em oposição à posição assumida no mercado físico. Uma das funções essenciais do mercado futuro é promover a estabilização dos preços por meio do processo de descoberta de preços.

A eficácia das estratégias de hedge está diretamente relacionada ao processo de descoberta de preços nos mercados futuros. Esse mecanismo permite que os agentes de mercado utilizem os preços futuros como referência para estabelecer expectativas no mercado à vista, possibilitando a fixação de cotações para suas commodities.

Segundo MacDonald e Meyer (2009), a base tende a ser mais estável e previsível do que os próprios preços à vista ou futuros, o que a torna um elemento chave para a eficácia das operações de hedge. Nesse mesmo sentido, Irwin, Garcia e Good (2007) argumentam que a arbitragem entre os mercados à vista e futuro contribui para a convergência dos preços, reforçando a função de descoberta de preços e aumentando a previsibilidade nas decisões de comercialização. Além disso, Maass e Waller (2012) destacam que, embora o hedger ainda esteja exposto ao risco de base, compreender o comportamento dessa variável é fundamental para reduzir incertezas e alcançar maior efetividade na gestão de risco.

Nesse contexto, a importância das estratégias de hedge se intensifica em cenários de instabilidade econômica. Conforme demonstra o estudo de Grola (2011), durante a crise financeira de 2008 ocorreu um aumento significativo na demanda por contratos futuros de commodities, inclusive os agropecuários, como uma alternativa de investimento frente à volatilidade dos mercados acionários. Diante de um ambiente macroeconômico marcado pela instabilidade, como o enfrentado pela economia brasileira nos últimos anos, as empresas se veem cada vez mais expostas a uma ampla gama de riscos. Esse cenário reforça a importância

da adoção de instrumentos financeiros capazes de oferecer maior segurança e previsibilidade nas operações, especialmente em setores sensíveis à volatilidade, como o agronegócio.

Um exemplo notório desse contexto de incerteza foi a pandemia de COVID-19, iniciada no final de 2019, que rapidamente evoluiu para uma crise sanitária global. As medidas adotadas para conter a disseminação do vírus, como o isolamento social, o fechamento de fronteiras, o cancelamento de atividades econômicas presenciais e as quarentenas obrigatórias provocaram efeitos significativos na economia mundial. Conforme afirmam Mckibbin e Fernando (2020), os impactos da pandemia não se limitaram à morbidade e mortalidade, mas também alteraram de forma profunda o comportamento de famílias e empresas, com reflexos diretos sobre a demanda, a oferta e o funcionamento das cadeias produtivas.

No Brasil, os efeitos econômicos da pandemia foram significativos. Embora o agronegócio tenha demonstrado resiliência, o setor não permaneceu imune às consequências da crise sanitária e econômica. Segundo o Cepea (2022), a pandemia intensificou a volatilidade dos preços das commodities agropecuárias, ampliando os riscos operacionais e elevando o nível de incerteza ao longo das cadeias produtivas. Apesar de sua contribuição positiva para o Produto Interno Bruto (PIB) em um período de retração econômica, o agronegócio passou a operar em um ambiente de maior vulnerabilidade, exigindo dos produtores e agentes de mercado a adoção de estratégias robustas de gestão de risco e planejamento.

Nesse contexto, a relação entre o mercado de commodities e eventos de grande escala, como choques globais, tem despertado crescente interesse acadêmico e institucional. Com o surgimento do coronavírus (COVID-19) na China, no início de 2020, e sua rápida propagação ao redor do mundo, observou-se uma queda abrupta tanto na oferta quanto na demanda de diversos setores econômicos. Sendo a agricultura um setor essencial para a economia, sua produção foi severamente afetada. De acordo com Workie et al. (2020), os impactos negativos comprometeram o desempenho agrícola global, resultando em retornos reduzidos e aumento da volatilidade nos preços das commodities em relação a períodos anteriores (Ali et al., 2020).

Em meio ao cenário de instabilidade internacional causado pela pandemia de COVID-19, os mercados internacionais reagiram de forma heterogênea. Enquanto alguns países experimentaram quedas acentuadas nos preços das commodities, outros observaram elevações expressivas. Segundo Salisu e Vo (2020), essas oscilações foram amplamente

influenciadas pelo momento e pela intensidade das medidas de contenção adotadas por cada governo, o que demonstra o caráter desigual dos impactos da crise sanitária nos sistemas econômicos globais. Nesse sentido, Coluccia et al. (2021) destacam que a resposta diferenciada dos mercados reflete a complexidade das crises de saúde pública sobre as finanças internacionais, ressaltando a importância de políticas econômicas flexíveis e mecanismos adaptativos capazes de mitigar os efeitos de choques exógenos de grande escala.

Esse ambiente de incertezas ampliou o interesse dos investidores pelos contratos futuros de commodities, motivado especialmente pela baixa correlação desses ativos com investimentos tradicionais, como ações e títulos. Conforme explicam Gorton e Rouwenhorst (2006), os retornos dos contratos futuros tendem a responder a fatores específicos da dinâmica de oferta e demanda das mercadorias, o que os torna menos sensíveis aos movimentos macroeconômicos que afetam o restante do mercado financeiro. Nessa mesma linha, Silveira (2008) observa que essa desconexão decorre do fato de que os determinantes de preços das commodities são distintos daqueles que influenciam ativos financeiros convencionais.

Além de possibilitar a descoberta de preços, os mercados de derivativos, que incluem contratos futuros, opções e swaps foram concebidos com o propósito de oferecer proteção contra riscos, especialmente aqueles relacionados à volatilidade dos preços. Em teoria, os preços dos ativos nos mercados de derivativos deveriam acompanhar de forma consistente os preços observados no mercado à vista, evitando, assim, oportunidades de arbitragem. No entanto, estudos empíricos, como os de Holland (2015) e Garcia e Urban (2010), demonstram que, devido à estrutura informacional e institucional dos mercados, o mercado futuro frequentemente exerce influência sobre o mercado à vista, criando espaço para operações de arbitragem e distorções temporárias nos sinais de preço.

O comportamento dos preços nesses mercados desempenha um papel fundamental no processo de alocação de recursos. De acordo com Shrestha (2020), em uma economia de mercado livre, os preços são essenciais para garantir uma alocação eficiente, desde que reflitam de forma adequada o valor verdadeiro ou fundamental dos ativos. No entanto, essa expectativa nem sempre se confirma na prática.

Para Ranero (2018), é razoável supor que os preços nos diferentes mercados tendem a apresentar comportamentos semelhantes quando influenciados por fundamentos econômicos comuns, como as condições locais de oferta e demanda. No entanto, essa expectativa pode ser frustrada em contextos de intensa especulação. De acordo com Brooks et al. (2015), as variações de preços entre mercados muitas vezes decorrem não de fundamentos

macroeconômicos, mas da atuação de fatores especulativos, capazes de desviar sistematicamente os preços de seus valores fundamentais. Esse desvio compromete a função informacional do mercado e prejudica a eficiência alocativa dos recursos, favorecendo a formação de bolhas de preços.

Nesse contexto, o agronegócio desempenha papel estratégico para o desenvolvimento econômico e social, tanto em âmbito internacional quanto nacional, por sua capacidade de gerar empregos, renda e divisas. No Brasil conforme os dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea, 2023) indicam que, no primeiro trimestre de 2023, a população ocupada no agronegócio atingiu 28,1 milhões de pessoas que correspondeu a 27% do total de ocupações no país. Apesar dessa relevância, Oliveira e Aguiar, (2003) afirma que o setor é caracterizado por sua natureza cíclica e pela elevada volatilidade dos preços das commodities agrícolas, o que representa um desafio à sua sustentabilidade econômica.

Diante desse cenário, torna-se essencial compreender a relação entre os preços futuros e os preços à vista, bem como suas tendências ao longo do tempo. Tal análise permite identificar qual dos mercados lidera o processo de descoberta de preços. Se os preços futuros determinam os preços à vista, então variações no mercado futuro impactarão diretamente o mercado físico. Por outro lado, caso os preços à vista sejam os precursores, as flutuações nesse mercado refletirão no comportamento dos contratos futuros. Assim, compreender a direção dessa relação é fundamental para a formulação de estratégias de hedge eficazes.

A determinação da direção dessa relação entre os mercados é de extrema importância, pois decisões de produção, consumo e investimento dependem de sinais de preços eficientes. Compreender a causalidade entre os mercados se o mercado futuro lidera o mercado à vista ou vice-versa, é fundamental para que produtores, consumidores e formuladores de políticas possam definir estratégias de hedge apropriadas. Esse entendimento é essencial para gestores, investidores, pesquisadores e acadêmicos, pois permite identificar qual mercado induz maior volatilidade de preços, possibilitando o desenvolvimento de estratégias de gestão de risco mais eficazes. Conhecer esse fenômeno contribui para a formulação de políticas macroeconômicas mais precisas, considerando que os preços das commodities agrícolas e energéticas funcionam como indicadores antecedentes da inflação, especialmente em economias fortemente dependentes do setor primário.

Nesse contexto, urge o dilema sobre qual mercado, futuro ou à vista, deve ser considerado para desenvolver estratégias de negociação continua sendo uma questão de

interesse e preocupação entre pesquisadores, gestores de portfólio e acadêmicos. Assim, considerando um cenário de curto e longo prazo, em especial em tempos de crise, a partir da análise do comportamento dos preços do mercado futuro em relação ao preço spot do agronegócio das commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo) tomando-se por base a Teoria da Causalidade apresenta-se a seguinte pergunta de pesquisa:

### **1.1 Caracterização do Problema de Pesquisa**

Diante do contexto, considerando um cenário de curto e longo prazo, em especial em tempos de crise, a partir da análise do comportamento dos preços do mercado futuro em relação ao preço spot do agronegócio das commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo) tomando-se por base a Teoria da Causalidade apresenta-se a seguinte pergunta de pesquisa:

Em que medida é possível identificar uma relação de causalidade, unidirecional e/ou bidirecional, na migração de investimentos entre os mercados futuro e spot de commodities como milho, soja, café arábica e boi gordo, e se essas relações se mantêm no longo prazo?

### **1.2 Objetivos**

Buscando responder ao problema de pesquisa, delineou-se o objetivo da pesquisa que consiste em compreender a relação de causalidade unidirecional ou bidirecional entre os preços spot (à vista) e futuros das Commodities do agronegócio do mercado brasileiro referente ao período de dezembro de 2016 a maio de 2024, com uma atenção especial quanto à influência da pandemia de COVID-19 no Brasil nesta relação de causa.

Para a consecução do objetivo geral da pesquisa, esse trabalho orienta-se na execução dos seguintes objetivos específicos:

- a) Compreender e analisar a dinâmica dos preços spot e a vista no mercado brasileiro para o período de dezembro de 2016 a maio de 2024.
- b) Analisar a existência de uma relação de causalidade unidirecional ou bidirecional entre os preços spot e futuros do agronegócio no mercado brasileiro antes, durante e após a pandemia.
- c) Avaliar se ocorre uma migração de investimentos entre os mercados spot e futuros do agronegócio no Brasil durante o período pandêmico.
- d) Discutir as implicações práticas e indicar propostas para futuros estudos.

### 1.3 Justificativas

O presente estudo reveste-se de significativa relevância, fundamentando-se na posição de destaque que o Brasil ocupa no cenário internacional como um dos principais produtores e exportadores de commodities agrícolas, tais como milho, soja, café arábica e boi gordo. Essa proeminência confere ao país um papel estratégico na segurança alimentar mundial e na dinâmica dos mercados internacionais de commodities.

De acordo com dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea), em parceria com a Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA), o Produto Interno Bruto (PIB) do agronegócio brasileiro apresentou um crescimento de 1,26% no terceiro trimestre de 2024, contribuindo para atenuar a retração acumulada no ano, que passou a ser de 2,49%. Com base nesses indicadores, estima-se que o valor total do PIB do setor tenha alcançado R\$ 2,58 trilhões ao final do exercício de 2024, sendo aproximadamente R\$ 1,84 trilhão oriundo da atividade agrícola e R\$ 744,02 bilhões do segmento pecuário, com os cálculos realizados a preços do terceiro trimestre do ano. Considerando o comportamento da economia brasileira nesse período, a participação do agronegócio no PIB nacional foi estimada em 22,0% em 2024, abaixo dos 23,5% verificados no ano anterior.

O agronegócio brasileiro não apenas se destaca por sua expressiva contribuição ao PIB, mas também por seu papel dinâmico nos processos de desenvolvimento econômico e social. O setor é um dos maiores empregadores do país, oferecendo oportunidades que resultam na criação de empresas, geração de empregos e produção de riquezas. Nesse contexto, torna-se fundamental a realização de previsões e estimativas que possibilitem a tomada de ações corretivas e/ou preventivas, visando reduzir e mitigar os riscos enfrentados pelos investidores em ativos como as commodities, especialmente aquelas do agronegócio negociadas na B3 – Bolsa de Valores do Brasil, particularmente em períodos de oscilações e crises globais.

## 2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo, será feita uma revisão das principais teorias e fundamentos que sustentam os mercados à vista e futuros, com um foco especial nos mercados de derivativos do agronegócio (milho, soja, café arábica e boi gordo) considerando a influência da pandemia COVID-19, na relação destes mercados. Esse embasamento teórico busca apoiar os resultados obtidos a partir da análise dos dados coletados e examinados ao longo deste estudo.

### 2.1. Mercado das Commodities do Agronegócio (Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo) no Mercado Brasileiro.

Inicialmente é importante destacar que a palavra "*commodity*" em inglês refere-se genericamente a um "artigo em comércio". Segundo o Novo Dicionário de Economia, uma *commodity* é um tipo específico de mercadoria em estado bruto ou um produto primário de significativa importância comercial, como açúcar, café, algodão e cobre (Sandroni, 1994). Usualmente, o termo *commodity* é associado a insumos ou matérias-primas (Pereira, 2009). Existem quatro principais categorias de commodities: (1) agrícolas, como açúcar, soja, suco de laranja congelado, trigo, algodão, borracha e café; (2) minerais, como minério de ferro, alumínio, ouro, níquel, prata, petróleo, gasolina e etanol; (3) financeiras, como moedas negociadas em vários mercados e títulos públicos de governos federais; e (4) ambientais, como os créditos de carbono (Ribeiro & Godinho, 2009). Matias et al. (2005) definem *commodity* como um produto não especializado ou de tecnologia amplamente difundida, produzido e transportado em grandes volumes e comercializado globalmente.

Por definição, uma *commodity* é um produto padronizado, de baixo valor agregado, produzido por diversos produtores e comercializado mundialmente, com oferta e demanda relativamente inelásticas no curto prazo e com preços determinados pelo mercado (Matias et al., 2005). Um dos maiores desafios relacionados às commodities são as grandes oscilações de preço que ocorrem frequentemente em períodos curtos, influenciadas por fatores climáticos e conjunturas de mercado, o que, conforme Oliveira e Aguiar (2003), gera incerteza de renda para agricultores, armazenadores, atacadistas, exportadores e indústrias processadoras de commodities agrícolas.

A literatura amplia essa definição, caracterizando commodities como mercadorias homogêneas, produzidas por diversos produtores, cuja oferta e demanda são praticamente inelásticas no curto prazo, e negociadas nas principais bolsas de mercadorias internacionais ou baseadas nas cotações vigentes nesses mercados (Williamson, 1989).

Um aspecto fundamental das commodities é sua negociação em mercados organizados. As commodities podem ser negociadas em diferentes tipos de mercados: à vista, que envolve a entrega imediata da mercadoria; a termo (ou de balcão), com entrega futura por um preço acordado; e mercados futuros, representados por acordos de longo prazo nas bolsas de mercadorias. Entre essas opções, os mercados futuros geralmente possuem maior liquidez, transparência e ampla divulgação pública dos valores negociados, servindo como referência na formação dos preços internacionais (Pereira, 2009).

Nissanke (2012) examina as interconexões entre os mercados financeiros e de commodities durante a crise financeira global, destacando que essas interações intensificadas serviram como um canal rápido de transmissão da crise para os países em desenvolvimento. Segundo Ramos (1999), o mercado de commodities é marcado por grande instabilidade de preços, resultante de movimentos especulativos e de quebras de safra localizadas. Esses fatores também influenciam o mercado físico, mas no mercado futuro a análise se foca em cenários futuros, considerando os fatores que podem impactar o preço na data de liquidação.

Essa flutuação nos preços representa um desafio à sustentabilidade das commodities, afetando a sobrevivência dos participantes no mercado. Os compradores enfrentam dificuldades em lidar com as variações de preços sem repassar os aumentos aos produtos, impactando os custos dos produtos derivados. Para os produtores, o desafio é antecipar as variações de preços de forma eficiente para desenvolver suas estratégias de comercialização. No contexto empresarial, a redução dos estoques globais de commodities, impulsionada pelo crescimento econômico de países como China e Índia, e a volatilidade dos preços do petróleo têm aumentado o interesse por fontes de energia renováveis provenientes de commodities agrícolas, tornando este um tópico relevante no cenário econômico atual.

Na atividade agrícola, a produção está sujeita a fatores muitas vezes imprevisíveis e fora do controle humano (Moura et al., 2004), que influenciam os preços de mercado. No caso das commodities, os fatores que afetam o preço podem atuar tanto do lado da oferta quanto da demanda. Marques e Mello (1999) afirmam que o preço dos produtos agropecuários resulta do equilíbrio entre as forças básicas de oferta e demanda de mercado. Essas forças incluem a oferta e demanda potencial do produto, seus substitutos e complementares, a competitividade da estrutura de mercado, o nível de estoques, o desempenho de exportações e importações, políticas agrícolas e macroeconômicas, entre outros fatores relevantes.

Do lado da oferta, os principais fatores que influenciam o preço futuro da *commodity* incluem a flexibilidade para alternar culturas (como a substituição de cana-de-açúcar por

álcool), políticas agrícolas, disponibilidade de recursos, estoques remanescentes, estimativas de produção e estoques dos principais importadores, fatores climáticos, tecnologia, doenças e pragas (Marques & Mello, 1999).

Rossi (2008) destaca que a produção agrícola está intrinsecamente ligada a fatores climáticos, como temperatura, seca e precipitação, que desempenham papéis fundamentais em todos os mercados de commodities agrícolas, influenciando diretamente seus resultados e qualidades produtivas. Além disso, a produção agrícola é afetada por elementos como condições climáticas adversas e ataques de pragas, cuja previsão e controle são desafiadores (Harwood et al., 1999; Kimura, 1998). Já o autor Canuto (2008) identifica três principais direcionadores da oferta: a dinâmica do mercado financeiro, fatores físicos de mercado, como a substituição por outras commodities, e o estoque final influenciado por políticas públicas.

As atividades agropecuárias estão sujeitas a uma série de riscos, incluindo riscos climáticos, de crédito e de preço. O risco climático pode ser mitigado por meio de seguros de produção, que oferecem proteção contra intempéries, pragas e doenças. O risco de crédito pode ser reduzido com garantias adequadas. Já o risco de preço pode ser minimizado por meio do hedge, uma estratégia que permite prefixar o valor de venda de uma commodity, protegendo contra oscilações do mercado (Schouchana, 2000).

A comercialização de bens e serviços em troca de dinheiro é uma atividade central de mercado, e a determinação dos preços está relacionada à lei da oferta e da demanda (Pecora, & Menezes 2013). O mercado, onde compradores e vendedores se encontram, pode variar de simples a altamente complexo e institucionalizado (Mankiw, 2009). A quantidade demandada de um bem diminui quando seu preço aumenta, enquanto a quantidade ofertada tende a aumentar conforme o preço sobe.

Para produtos agrícolas, de acordo com o estudo de Roberts e Schlenker (2013) e do Department of Agriculture, Economic Research Service (2023) a demanda é geralmente inelástica em relação aos preços, o que significa que uma redução na oferta, aliada à demanda constante, pode elevar os preços recebidos pelos produtores. No entanto, quando a oferta aumenta, os preços e as receitas dos produtores tendem a cair. Produtos agrícolas são considerados bens essenciais e de fácil saturação, o que significa que em anos de alta produção, a lucratividade por unidade diminui, enquanto em anos de baixa produção, a lucratividade aumenta (Marques & Aguiar, 1993).

Os preços dos produtos agropecuários seguem padrões característicos, como tendências de longo prazo, ciclos de curto prazo e sazonalidade, que são influenciados por

alterações na oferta, estações do ano e hábitos de consumo (Labys, 2006). O mercado futuro envolve compradores e vendedores que fixam preços para vencimento em data futura. O comprador visa se proteger do risco de alta nos preços e fixa um preço de compra que garanta sua margem de rentabilidade, enquanto o vendedor busca proteção contra a queda de preços, garantindo sua margem de lucro (Luz, 2009). A redução dos preços pode impedir que produtores cubram seus custos, enquanto uma alta nos preços pode prejudicar a rentabilidade do comprador. Para proteger-se dessas situações, existem mercados futuros e de opções (Miceli, 2019).

Esses mercados gerenciam os riscos de preço das mercadorias e, juntamente com o mercado físico, integram a produção, processamento, comercialização, consumo e financiamento. A operação é realizada por corretores que atuam em nome de seus clientes, ligando aqueles que desejam minimizar riscos (produtores e empresas agropecuárias) e aqueles dispostos a assumi-los, desempenhando o papel de seguradora e proporcionando cobertura contra variações de preço, conhecida como hedge (Miceli, 2019).

De acordo com o Cepea/Esalq/USP e pela CNA, a retração observada no setor agropecuário brasileiro em 2024 foi impulsionada, principalmente, pela redução nos preços das commodities, fenômeno iniciado em 2023. Essa tendência negativa afetou especialmente a produção agrícola, com destaque para as culturas de soja, milho e cana-de-açúcar, que apresentaram os maiores recuos no valor bruto da produção. No segundo trimestre de 2024, o PIB do setor agrícola registrou uma queda de 1,22%, acumulando uma retração de 5,1% no ano. Em contraste, o PIB do setor pecuário, apesar de uma diminuição de 1,2% no trimestre, apresentou um crescimento acumulado de 0,5% em 2024, impulsionado pelo bom desempenho dos segmentos agroindustrial e de agrosserviços, que cresceram 5,29% e 3,78%, respectivamente, ao longo do ano.

No cenário internacional, o Relatório de Oferta e Demanda de Produtos Agrícolas do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA), publicado em setembro de 2024, indicou leves variações nas projeções para os mercados de soja e milho em comparação ao relatório de agosto. Para o Brasil, a estimativa de produção de soja foi mantida em 169 milhões de toneladas para ambos os meses; contudo, os estoques finais foram ajustados de 33,87 milhões para 33,92 milhões de toneladas, enquanto as exportações permaneceram estimadas em 105 milhões de toneladas.

Marques e Mello (2006) identificam a principal função do mercado de derivativos agrícolas como sendo a proteção para todos aqueles envolvidos com determinada mercadoria

física contra possíveis flutuações adversas nos preços futuros. A segunda função desse mercado seria a de "descoberta de preços", realizada de forma dinâmica e contínua, reunindo informações sobre oferta e demanda e incorporando novos dados aos preços. Mercados futuros têm um papel central na formação de preços por oferecerem um mecanismo de negociação que é transparente e de fácil acesso, onde as informações são rapidamente processadas e integradas.

Dessa forma, o preço futuro de uma *commodity*, registrado na bolsa em um determinado dia, pode ser entendido como o consenso dos agentes do mercado sobre o preço esperado em um momento futuro. Em um ambiente caracterizado por incertezas, o mercado de contratos futuros (derivativos) e a termo surge como uma alternativa para gestão e mitigação de riscos de mercado, possibilitando melhor planejamento, redução de custos de transação e aumento na competitividade das cadeias. Entre as alternativas disponíveis, o hedge é a mais comum, sendo definido por Marques e Melo (2006) como o ato de assumir no mercado futuro uma posição oposta à do mercado físico. Esse instrumento visa gerir o risco associado à atividade, sendo que, teoricamente, quando todo o risco entre o ativo físico e o contrato futuro (ativo subjacente) é neutralizado, o hedge é considerado "perfeito".

Com o tempo, o preço à vista e o preço do contrato futuro com vencimento em um mês específico nem sempre variam proporcionalmente. Como consequência, a base de preços sofre alterações. A incerteza associada a essa diferença, conhecida como risco de base, representa a diferença entre o preço à vista e o preço da *commodity* no mercado futuro ao longo de um período (Carmona, & Ludkovski, 2005). A volatilidade dos preços dos produtos agrícolas é notoriamente superior à dos bens industrializados, e esses produtos possuem características únicas em suas séries temporais. Essas particularidades exigem dos agentes do agronegócio uma capacidade analítica aprimorada para operar nesses mercados competitivos (Tomek & Kaiser, 2014).

No mercado agrícola, as incertezas em relação aos preços futuros, assim como a produção e o nível de consumo, representam grandes desafios para o planejamento e para as estratégias de investimento (Brand & Bessler, 1983). Para mitigar a volatilidade dos preços, os mercados de bolsa oferecem ativos com preços pré-determinados. Dessa maneira, independentemente dos eventos que possam ocorrer, vendedores e compradores conseguem eliminar riscos ao fixar preços, quantidades e prazos das transações futuras.

Assim, surge a necessidade de entender a dinâmica e a relação de causalidade entre os mercados spot e futuros, particularmente no que diz respeito à influência que os preços de um

mercado exercem sobre o outro ao longo do tempo. O mercado spot é onde a compra e venda de commodities, títulos ou outros ativos financeiros são realizadas para entrega imediata. Os preços futuros, por sua vez, são influenciados por expectativas sobre as condições futuras de mercado, incluindo oferta e demanda, taxas de juros e outros fatores econômicos relevantes.

Por meio do mercado futuro, o produtor pode avaliar a viabilidade de investimentos em determinadas atividades, comparando o custo de produção conhecido com o preço que pode assegurar vendendo o produto futuramente na Bolsa. A transparência dos preços permite determinar se os preços futuros serão compensadores para a atividade produtiva (Marques et al., 2006).

É relevante destacar que o preço futuro da *commodity*, acordado pelas partes para a transação futura, representa uma estimativa de mercado sobre o preço da *commodity* subjacente no futuro. Esse preço reflete as expectativas de compradores e vendedores para uma data de entrega futura e pode ser superior ou inferior ao preço spot da *commodity* no mercado à vista. Portanto, o preço futuro pode ser utilizado como uma estimativa do preço spot da *commodity* em uma data futura. No entanto, os preços futuros continuam a variar até a data de vencimento do contrato, sendo influenciados por novas informações sobre oferta e demanda. Esse fluxo constante de informações torna o processo de descoberta de preços dinâmico em um mercado futuro de commodities.

De acordo com Mahajan e Singh (2015) o sinal de preço pode orientar um agricultor sobre o valor de uma mercadoria em um momento futuro, permitindo que ele tome decisões sobre o que produzir com base nos preços futuros previstos (ou seja, escolher entre diferentes culturas a serem cultivadas em uma temporada). Dessa forma, os agricultores podem se beneficiar ao conhecer os preços futuros. A descoberta de preços é o processo pelo qual novas informações são incorporadas aos preços (Kumar & Shollapur, 2015). Assim, a eficácia na gestão do risco de preço depende da eficiência com que o mercado futuro realiza a descoberta de preços.

Esse aumento de interesse por contratos futuros de commodities é principalmente motivado pela baixa correlação entre os retornos desses contratos e os de investimentos tradicionais, como ações e títulos. Essa correlação reduzida se deve ao fato de que os fatores que determinam os preços dos contratos futuros de commodities são significativamente diferentes dos que influenciam os preços dos ativos tradicionais (Silveira, 2008).

O setor agropecuário desempenha um papel importante no desenvolvimento das economias global e brasileira, especialmente por sua capacidade de gerar renda e empregos,

contribuindo de maneira significativa para o desenvolvimento econômico e social dos países (Barriga, 1995). Contudo, o agronegócio é caracterizado por sua natureza cíclica, sofrendo influências de diversos fatores de mercado e apresentando alta volatilidade de preços (Oliveira & Aguiar, 2003), o que representa um desafio para sua sustentabilidade, especialmente quando o produto agrícola é classificado como uma *commodity*.

## **2.2 Um Breve Panorama Sobre o Mercado do Milho no Brasil**

O milho, anteriormente associado à cultura, tradição e subsistência humana, passou por um processo de transformação, tornando-se uma mercadoria no contexto das cadeias globais de produção. Segundo Marx (2013), uma mercadoria é definida como um objeto externo que, por meio de suas propriedades, atende a necessidades humanas variadas, combinando valor de uso e valor de troca. Essa conceituação permite compreender como produtos úteis, como o milho, adquirem valor no mercado internacional, sendo classificados como *commodity*. O milho destaca-se por sua versatilidade e ampla gama de aplicações, sendo utilizado tanto na alimentação humana quanto animal, além de servir como matéria-prima para a produção de diversos produtos, como bebidas, polímeros e combustíveis (Miranda, 2018).

Segundo projeções do Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA) e da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa), o consumo interno de milho, que representou 62,1% da produção na safra 2022/23, deverá aumentar para 63,2% até 2032/33. Esse crescimento está associado, entre outros fatores, à expansão da pecuária bovina confinada, que impulsiona a demanda por milho como insumo alimentar.

No cenário internacional, as exportações brasileiras de milho estão projetadas para crescer de 48,0 milhões de toneladas em 2022/23 para 65,9 milhões de toneladas em 2032/33, um aumento de 37,2%. Nesse contexto, os Estados Unidos deverão manter a liderança nas exportações globais, com participação de 30,7%, seguidos de perto pelo Brasil, com 30,6% do mercado mundial. A produção de milho na Ucrânia, por sua vez, está estimada em 19,0 milhões de toneladas para a safra 2023/24, uma redução significativa em relação aos 27,0 milhões de toneladas produzidos no ano anterior (MAPA, 2023).

### **2.3 Um Breve Panorama Sobre o Mercado de Soja no Brasil**

Nos últimos anos, o setor agrícola no Brasil passou por profundas transformações. A produção agora está integrada em cadeias complexas, demandando insumos e perdendo a característica de auto-suficiência, com a economia agrícola incluindo cadeias integradas, em vez de segmentos isolados de produção (Araújo, 2003).

A expansão da produção de soja no Brasil reflete um processo contínuo de modernização agrícola. A importância da soja transcende o âmbito das propriedades rurais, influenciando significativamente a agroindústria e as cadeias produtivas, consolidando-se como um dos pilares do agronegócio nacional (Giordano, 1999). Essa cultura tornou-se o principal grão comercializado no país, impulsionada pela demanda do setor pecuário, dada sua relevância como fonte de proteína vegetal (Hirakuri & Lazzarotto, 2014).

O setor de processamento de soja no Brasil caracteriza-se por uma elevada concentração industrial e pela exploração de economias de escala, com forte integração ao mercado externo. A maioria das indústrias é controlada por multinacionais que adotam estratégias focadas na liderança de custos e na diferenciação de produtos (Giordano, 1999).

Além de sua importância econômica, a soja desempenha um papel relevante na rotação de culturas, contribuindo para o controle de pragas e doenças. Na safra 2022/23, a produção brasileira de soja atingiu 154,8 milhões de toneladas, com os estados de Mato Grosso, Paraná, Goiás, Rio Grande do Sul e Mato Grosso do Sul respondendo por 73,4% desse total. As projeções indicam que, até 2032/33, a produção nacional poderá alcançar 186,7 milhões de toneladas, representando um crescimento de 20,6% em relação à safra de 2022/23. Esse aumento, embora significativo, é inferior ao crescimento de 80,7% observado na década anterior, sendo atribuído principalmente à expansão da área cultivada (MAPA, 2023).

### **2.4 Um Breve Panorama Sobre o Mercado do Café Arábica no Brasil**

O café desempenha um papel histórico e estratégico no Brasil, consolidando-se como um dos principais produtos de exportação desde o período imperial. Em 1945, o país era responsável por aproximadamente 45% da produção mundial de café, destacando-se como o maior exportador global. A indústria cafeeira impulsionou o desenvolvimento de infraestruturas essenciais, como ferrovias, pavimentação de rodovias e a expansão da eletrificação, contribuindo significativamente para o processo de industrialização nacional (Tosi & Faleiros, 2009).

A partir da década de 1980, o mercado de café tornou-se mais competitivo, com aprimoramentos na gestão da cadeia produtiva, transformando o café em uma das commodities mais comercializadas globalmente. Atualmente, o café é produzido em mais de 60 países, sendo majoritariamente consumido em nações desenvolvidas, o que o torna um importante sustentáculo econômico para milhões de pessoas envolvidas em sua cadeia produtiva (Trauer et al., 2017).

A qualidade do café é influenciada por diversos fatores, incluindo aroma, cor e sabor, que variam conforme aspectos físicos e logísticos de transporte e beneficiamento. A etapa de colheita, que ocorre de abril a maio no Brasil, é crucial para a qualidade do produto. Além disso, o café apresenta alta diversidade genética, com cerca de 90 espécies identificadas, o que contribui para a variabilidade de características sensoriais e adaptativas da planta (Carneiro, 2021).

Na safra 2022/23, a produção mundial de café foi estimada em 170 milhões de sacas de 60 kg, com o Brasil e o Vietnã se destacando como os maiores produtores das variedades Arábica e Robusta, respectivamente (USDA, 2023). A produção internacional de café está concentrada em países tropicais subdesenvolvidos e em desenvolvimento, onde a atividade cafeeira possui grande importância econômica. Esses países produtores cooperam por meio da Organização Internacional do Café (OIC), que foi responsável por Acordos Internacionais do Café (AIC) que mantiveram controle rigoroso sobre preços e cotas entre 1962-1972 e 1980-1989.

De acordo com Caixeta (1999), após a suspensão dos AICs, houve um aumento na competição e em movimentos especulativos em torno do preço, com a entrada de novos países produtores, especialmente na Ásia, como o Vietnã, e a liberação de estoques pelos exportadores, o que transferiu o poder dos produtores para os consumidores.

A partir do fim dos AICs, as receitas de exportação dos países produtores caíram pela metade em dez anos, enquanto a indústria torrefadora dos países importadores aumentou seus lucros significativamente. Em 2009, as receitas de exportação de todos os países produtores foram estimadas em US\$ 13,3 bilhões pela venda de 96,2 milhões de sacas, enquanto a indústria torrefadora dos países importadores obteve US\$ 28,8 bilhões com o consumo de 56,3 milhões de sacas (Caixeta, 2017).

O preço do café é altamente volátil, sendo influenciado por fatores internos ao mercado, fatores não sistêmicos (como condições ambientais) e mudanças no cenário econômico mundial. A especulação, o momento econômico, as taxas de juros, de

financiamento e de câmbio podem causar variações significativas nos preços do café. Como fator não sistêmico, o clima afeta diretamente a produção e, conseqüentemente, a oferta e o preço do produto. Devido a essas características, operar no mercado de café exige estratégias que garantam, pelo menos, o retorno do capital investido (Ribeiro, 2006).

## **2.5 Um Breve Panorama Sobre o Mercado do Boi Gordo no Brasil**

O Boi Gordo é uma das principais commodities brasileiras, devido ao status do país como um dos maiores exportadores de carne bovina mundialmente. Através de contratos futuros, é possível garantir o preço do boi, protegendo os participantes de oscilações. Esse mecanismo é útil para confinadores, que compram bois magros em maio para engorda e venda em outubro.

Em 2023, a agropecuária brasileira registrou um crescimento expressivo de 15,1%, totalizando R\$ 677,6 bilhões e contribuindo significativamente para o aumento de 2,9% no Produto Interno Bruto nacional, que alcançou R\$ 10,9 trilhões (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE], 2024). Esse desempenho foi impulsionado, principalmente, pelo crescimento da produção e ganho de produtividade na agricultura, com destaque para culturas como soja e milho.

A cadeia produtiva do boi gordo possui grande relevância econômica. Em 2019, representava cerca de 8,5% do PIB, com um rebanho de aproximadamente 215 milhões de cabeças, liderado pelos estados de Mato Grosso, São Paulo e Mato Grosso do Sul (Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes [ABIEC], 2019). No mercado internacional, o Brasil mantém o maior rebanho bovino e lidera as exportações de carne bovina, tendo a China como principal parceiro comercial, responsável por absorver uma significativa parcela das exportações brasileiras, especialmente após a crise de peste suína africana que afetou os rebanhos chineses (ABIEC, 2019).

No âmbito do mercado futuro, os contratos de boi gordo negociados na B3 especificam bovinos machos com peso mínimo de 16 arrobas líquidas, sendo liquidados financeiramente no último dia útil do mês de vencimento. Esses contratos oferecem uma alternativa eficaz para gerenciar a volatilidade de preços no mercado (B3, 2023).

A comercialização do boi gordo baseia-se no preço da arroba, cotado em diferentes estados brasileiros, com informações de negociação variando conforme a região produtora e seus agentes envolvidos (CEPEA, 2024). Diversos fatores influenciam o preço da arroba no mercado físico, incluindo variações climáticas, condições sanitárias dos animais, variáveis

econômicas como câmbio, taxa de juros e inflação, demanda nacional e internacional por carne bovina, e preços de produtos substitutos como aves, peixes e suínos (Oliveira, Rezende & Machado, 2021; Lima, 2019). Em regiões de cerrado, por exemplo, a seca pode afetar negativamente as pastagens, levando à perda de peso dos animais e, conseqüentemente, à redução do lucro do produtor (Shikida, Paiva & Júnior, 2016; Oliveira & Couto, 2018).

A imprevisibilidade dos preços no setor pecuário representa uma fonte significativa de risco para a rentabilidade, associada ao risco de mercado decorrente das oscilações de preços, o que pode dificultar o cumprimento de obrigações financeiras pelos produtores (Abitante, 2008).

O contrato futuro de boi gordo envolve a negociação de bovinos machos com um mínimo de 16 arrobas líquidas de carcaça. O contrato, com tamanho padrão de 330 arrobas líquidas, é liquidado financeiramente, com a cotação expressa em reais por arroba líquida. Ao fixar o preço da arroba no contrato futuro, o produtor se protege contra preços baixos, independentemente do preço praticado no mercado físico na data de liquidação. As variáveis que afetam a cotação da arroba incluem fatores econômicos, como custos de insumos, câmbio, preços de produtos substitutos e complementares, oferta e demanda, bem como fatores naturais (B3, 2023).

Compreender os ciclos de produção de culturas como milho, soja, café e o mercado do boi gordo é fundamental para analisar a volatilidade, a influência na relação de causa e na composição dos preços dessas commodities. Esse conhecimento permite uma avaliação precisa da oferta e demanda ao longo do ano, influenciadas por fatores como época de plantio, técnicas de cultivo, condições climáticas e produtividade. Além disso, as etapas de colheita, armazenamento e logística de distribuição são fundamentais para avaliar a capacidade de abastecimento. Alterações nessas etapas impactam a produção e, conseqüentemente, os preços, tornando o conhecimento do ciclo produtivo essencial para decisões bem-informadas no mercado.

## **2.6 O Processo de Determinação de Preços das Commodities do Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo.**

As commodities são, essencialmente, mercadorias de origem agropecuária ou mineral que apresentam um baixo grau de industrialização, sendo produtos homogêneos e padronizados, com pouca variação entre os produtores. Negociadas em grande escala no mercado internacional, seus preços são regulados pela dinâmica de oferta, demanda e

especulação financeira, especialmente por meio de contratos futuros. Contudo, embora o milho seja uma *commodity*, ele ainda representa o trabalho humano e, em alguns contextos, permanece como um produto de subsistência. Essa dualidade, que o posiciona como tanto uma mercadoria para geração de renda quanto um produto essencial para a reprodução da força de trabalho, cria tensões frequentes em regiões do capitalismo periférico.

Em economia, os mercados são classificados de acordo com o número de compradores e a distribuição dos vendedores. Nesse contexto, se existem muitos vendedores, o mercado é competitivo; se há poucos vendedores, é considerado oligopolístico; e se há apenas um vendedor, o mercado é monopolístico (Tomek & Kaiser, 2014). De forma geral, em mercados de commodities competitivos, os preços tendem a mudar rapidamente e de maneira acentuada em comparação aos mercados monopolísticos e oligopolísticos. Além disso, as margens de mercado, que representam a diferença entre o preço recebido pelo produtor e o valor pago pelo consumidor final, também influenciam os preços.

Tomek & Kaiser, 2014 relata que há dois aspectos adicionais são fundamentais para a determinação de preços: o primeiro é a relação espacial, que sugere que, em um mercado competitivo e sem barreiras comerciais, as variações regionais de preços deveriam corresponder apenas aos custos de transporte. No entanto, a dificuldade em mensurar esses custos ao longo do tempo torna os resultados de testes sobre eficiência de mercado muitas vezes questionáveis. O segundo aspecto é o fator tempo, pois os preços dos produtos agrícolas tendem a ser voláteis que os produtos industrializados e exibem propriedades distintas em suas séries temporais comparadas a outros ativos financeiros voláteis.

No mercado financeiro, o termo "normal backwardation" é usado quando o preço futuro está abaixo do preço à vista esperado para a mesma data de vencimento. Em contrapartida, quando o preço futuro excede o preço à vista esperado, fala-se em "contango". Esses conceitos são importantes para distinguir situações em que o preço futuro está abaixo ou acima do preço à vista atual, em vez do preço esperado para a data de vencimento.

O estudo realizado por Kolb (1992) investigou 29 commodities em mais de 980.800 negociações diárias de 1957 a 1988, avaliando três implicações da teoria de normal backwardation: (1) os preços futuros devem gerar retornos positivos; (2) antes do vencimento, os preços futuros devem estar abaixo do valor de vencimento; e (3) há uma relação inversa entre o preço futuro e o tempo até o vencimento. Entre as commodities analisadas, apenas quatro cumpriram todos esses critérios, e várias apresentaram comportamento de contango, com preços futuros e retornos negativos. Hull (2012) destaca que, à medida que a data de

vencimento se aproxima, o preço futuro tende a convergir para o preço à vista do ativo subjacente, sendo quase idênticos na data de vencimento.

Os preços dos produtos agrícolas variam muito mais ao longo do tempo do que os de bens industrializados, com séries temporais que apresentam propriedades singulares. Esse comportamento de preços resulta de uma combinação complexa de fatores como tendência, sazonalidade, ciclos e aleatoriedade (Tomek. Kaiser, 2014).

Segundo Marques, Mello e Martines Filho (2006), esses fatores se definem da seguinte maneira:

- a) A tendência pode ser percebida em séries de longo prazo, refletindo movimentos de alta, baixa ou estabilidade, influenciados por fatores como avanços tecnológicos, mudanças nos padrões de consumo e oscilações entre oferta e demanda;
- b) A sazonalidade ocorre ao longo do ano, principalmente em razão das variações sazonais na produção e hábitos de consumo, com preços menores durante a safra e maiores na entressafra;
- c) Os ciclos abrangem períodos mais extensos, geralmente influenciados pelo comportamento de agentes econômicos e pela natureza da oferta de certos produtos, possibilitando uma mobilidade relativa.
- d) E os movimentos aleatórios, por sua vez, refletem flutuações de curto prazo, como dias ou semanas, e indicam alterações bruscas de preço sem apontar necessariamente uma tendência de mercado.

Os custos de transação elevados podem também influenciar o comportamento dos preços diariamente. Embora a sazonalidade seja o padrão mais comum nos preços agrícolas, algumas commodities também apresentam padrões cíclicos de maneira sistemática ao longo do tempo. Os preços dos produtos derivados da soja são fortemente influenciados pelas condições do comércio internacional, especialmente pela oferta e demanda desses produtos (Hirakuri; Lazzarotto, 2011). Entre 2003 e 2012, os Estados Unidos, Brasil e Argentina foram os principais ofertantes de soja em grãos, e os preços internos nesses países também são impactados pelas condições nos mercados dos demais grandes produtores (United States Department of Agriculture, 2013). O mercado internacional exerce uma influência significativa sobre os preços das commodities agrícolas, que, embora tenham mostrado resultados positivos recentemente, apresentam uma volatilidade notável ao longo dos anos (Bini, 2013).

Pesquisas focadas na causalidade de commodities, e mais especificamente no mercado da soja (Christofolletti, Silva e Martines Filho, 2011; Bendinelli, Ferreira, Almeida, 2011; Castro, Lima, Lima, 2012; Copetti; Vieira; Coronel, 2013), comumente aplicam o teste de Causalidade de Granger (1969). No entanto, o modelo adotado neste estudo é o proposto por Toda e Yamamoto (1995), que busca determinar uma relação de precedência causal entre variáveis por meio de uma abordagem alternativa.

Ainda há um debate sobre a relação entre os preços futuros e os preços à vista, bem como sobre suas tendências. Essa análise é essencial para identificar se são os mercados futuros ou os mercados à vista que lideram o processo de formação de preços, e, assim, determinar qual mercado exerce maior influência sobre as flutuações de preços. Se o preço futuro influencia o preço à vista, isso implica que qualquer volatilidade nos preços futuros impactará diretamente os preços à vista. Inversamente, se o preço à vista direciona o preço futuro, então as variações nos preços à vista se refletirão nas oscilações dos preços futuros.

Compreender a direção dessa relação é fundamental, pois as decisões de produção e consumo baseiam-se em sinais de preços eficientes dos mercados. Além disso, identificar a causalidade entre os preços ajuda produtores e consumidores a definir a estratégia de hedge mais adequada. Essa análise também é importante para os formuladores de políticas, pois permite identificar qual mercado pode gerar volatilidade no outro, auxiliando-os a direcionar esforços para a regulação de preços e prevenir crises alimentares.

## **2.7 Descoberta dos Preços, Direção e Causalidade dos Preços dos Mercados Spot e Futuro.**

O benefício da descoberta de preços na negociação de futuros baseia-se na suposição de que os preços futuros refletem as opiniões combinadas de um grande número de compradores e vendedores, todos expressando suas expectativas sobre o valor futuro de uma commodity (Fortenbery, Zapata, 1997).

O processo de descoberta de preços é analisado através da relação “lead-lag” entre os mercados futuros e à vista. Este estudo é importante porque ajuda a determinar qual mercado é mais eficiente no processamento e disseminação de novas informações (Vasanth; Mallikarjunappa, 2015). A relação “lead-lag” examina se o mercado à vista lidera o mercado futuro, se o mercado futuro lidera o mercado à vista, ou se existe um feedback bidirecional entre os dois mercados. Também ilustra o grau de interconexão entre os mercados e a rapidez com que um mercado reflete novas informações do outro (Floros; Vougas, 2007).

Pesquisadores indianos examinaram a descoberta de preços e a relação “lead-lag” entre os mercados futuros e à vista em relação a derivativos de commodities agrícolas. Sehgal, Rajput e Dua (2012) concluíram que o mercado futuro desempenhava o papel principal na descoberta de preços para a maioria das commodities estudadas, exceto cúrcuma. Basavaraj e Chowdri (2013) descobriram que o mercado futuro de pimenta vermelha na Índia estava liderando o mercado à vista ao antecipar expectativas futuras sobre o preço spot. Sharma (2015) concluiu que os futuros estavam liderando o spot no caso da soja e do óleo de soja, enquanto no caso do grão-de-bico (chana) e da pimenta foi encontrada uma relação bidirecional.

Embora as teorias financeiras sugiram uma relação clara entre os preços futuros e spot, elas não esclarecem a direção da causalidade entre esses preços. Consequentemente, alguns estudos foram conduzidos para investigar empiricamente a direção dessa causalidade.

O estudo realizado por Bhardwaj e Gupta, (2022) analisaram a cointegração de longo prazo e a relação de "lead-lag" entre os mercados spot e futuro de commodities energéticas, especificamente petróleo bruto e gás natural, utilizando dados da Multi Commodity Exchange (MCX) da Índia, no período de 2005 a 2020. Os resultados indicaram cointegração de longo prazo entre os preços spot e futuros de ambas as commodities, bem como uma relação de causalidade bidirecional. Além disso, os mercados spot e futuro mostraram-se igualmente eficientes na incorporação de novas informações, sugerindo a ausência de uma relação de liderança temporal entre eles.

Singh e Sharma (2017) investigaram a cointegração e a causalidade entre o ouro indiano e o mercado spot de petróleo bruto, descobrindo que os preços do ouro influenciam a descoberta de preços do petróleo bruto. Além disso, Singh e Sharma (2014) examinaram a descoberta de preços e o gerenciamento de risco em seis commodities agrícolas (pimenta, óleo de soja, semente de rícino, açúcar, trigo e borracha) e duas commodities não agrícolas (petróleo bruto e ouro) durante o período de 2003 a 2014.

Determinar se os mercados futuros ou os mercados de commodities à vista lideram o processo de descoberta de preços, e assim estabelecer a direção da causalidade entre os preços futuros e à vista, é um método de análise amplamente aceito em finanças empíricas, sendo aplicado com sucesso em diversos mercados financeiros. Teoricamente, Yang e Leatham (2001) oferecem três interpretações para o argumento de que se espera que os mercados futuros de commodities liderem o processo de descoberta de preços: (i) os custos de transação são geralmente mais baixos em um mercado de futuros ativo do que em um mercado à vista,

incentivando a busca por melhores informações; (ii) os mercados de futuros atraem mais especulação, o que pode aumentar a quantidade de informações refletidas nos preços à vista; (iii) os especuladores, ao lidarem com informações, devem considerar as respostas de todos os participantes aos preços implícitos em qualquer informação, aprimorando a racionalidade dos preços de mercado.

Em contraste, Garbade e Silber (1983) concluem que o processo de descoberta de preços nos mercados futuros depende de os fluxos de informação serem inicialmente refletidos nas variações dos preços futuros ou nos preços spot. Portanto, a direção dos fluxos de informação entre os preços spot e futuros torna-se uma questão empírica. De um lado do debate, alguns estudos investigam o processo de descoberta de preços entre os mercados spot agrícolas e os mercados futuros, testando a imparcialidade da hipótese de que os preços futuros são um preditor imparcial dos preços spot.

Utilizam-se de técnicas de cointegração para testar a hipótese de eficiência e imparcialidade em cinco mercados de commodities, incluindo milho e soja da Chicago Board of Trade (CBOT), no período de 1966 a 1986. Os resultados indicam que todos os cinco mercados foram, em alguns momentos, ineficientes, mas nenhum mercado foi consistentemente ineficiente. Além disso, a rejeição da hipótese de imparcialidade foi quase sempre devida à ineficiência do mercado e não à presença de um prêmio de risco. Yang e Leatham (2001) realizam uma análise de cointegração e modelos de correção de erros para testar a hipótese de imparcialidade nos mercados futuros de trigo dos EUA durante o período de 1993 a 1995.

Os resultados apoiam seu argumento. McKenzie e Holt (2002) examinam a eficiência e imparcialidade dos mercados em quatro mercados futuros agrícolas (bovinos vivos, suínos, milho, farelo de soja) utilizando modelos de cointegração e correção de erros com processos GQARCH-in-mean ao longo do período de 1966 a 2000. Seus resultados sugerem que os mercados futuros são eficientes e imparciais no longo prazo.

Além disso, Raju e Shirodkar (2020) investigaram a relação “lead-lag” entre os mercados à vista e futuros de ações do setor de energia, onde futuros de ações individuais estão disponíveis, e descobriram que os mercados futuros lideram o processo de descoberta de preços. O estudo de Zavadskas, Morales e Coughlan (2018) analisaram o comportamento e a importância do petróleo bruto na economia global, com um foco especial na investigação da relação lead-lag entre os mercados spot e futuros. Neste estudo, os pesquisadores realizaram uma extensa revisão da literatura sobre a relação dinâmica entre os mercados spot e futuros de

petróleo bruto, a volatilidade nesses mercados, bem como a eficiência do mecanismo de descoberta de preços. O estudo não encontrou evidências conclusivas indicando qual mercado domina o processo de descoberta de preços no petróleo bruto, especialmente durante períodos de incerteza.

Chhatwal e Puri (2014) examinaram a relação de causalidade entre os preços spot e futuros do petróleo bruto durante o período de maio de 2005 a dezembro de 2012. O período do estudo foi dividido em três fases: o período pré-crise (maio de 2005 a agosto de 2008), o período de crise (setembro de 2008 a dezembro de 2010) e o período pós-crise (janeiro de 2011 a dezembro de 2012). Os preços spot e futuros do petróleo bruto foram analisados usando o teste de cointegração de Johansen e o teste de causalidade de Granger.

As estimativas do estudo previram uma relação unidirecional entre os preços spot e futuros durante os períodos pré-crise e pós-crise, enquanto no período de crise foi observada uma relação bidirecional entre os dois preços. Em 2014, foram utilizados o modelo vetorial de correção de erros (VECM) e o modelo exponencial bivariado GARCH (EGARCH) para estudar a descoberta de preços em quatro índices spot e futuros da Multicommodity Exchange. O modelo VECM estimou que a descoberta de preços ocorre no mercado futuro (LAGRIFP, LENERGYFP e LCOMDEXFP) para os índices de agricultura, energia e commodities agregadas. No caso do índice metálico, não foi encontrada relação entre o spot (LMETALSP) e o índice futuro (LMETALFP). Kumar e Pandey (2013) examinaram o mercado de curto prazo no mercado futuro indiano de sete commodities não agrícolas (ouro, prata, cobre, zinco, alumínio, gás natural e petróleo bruto) e quatro commodities agrícolas (semente de rícino, semente de guar, soja e milho) usando diferentes modelos de precificação de ativos como o modelo ECM e o modelo ECM-GARCH. O estudo concluiu que, no longo prazo, os preços spot e futuros das commodities são cointegrados, mas nos contratos futuros de curto prazo, a cointegração entre os preços spot e futuros não é evidente devido ao baixo volume de negociação.

Wats e Misra (2008) investigaram os mercados futuros da NSE e seus subjacentes no período de 12 de junho de 2000 a 31 de dezembro de 2007, bem como vinte e quatro ações futuras do Nifty e seus subjacentes negociadas continuamente de 9 de novembro de 2001 a 31 de dezembro de 2007. A análise de decomposição da variância confirmou que a maior parte da variância do erro de previsão nos mercados futuros e à vista é atribuída ao mercado futuro.

Schlusche (2009) examinou os Fundos de Índice Futuros e Negociados em Bolsa do DAX, um índice blue chip baseado na Alemanha. Analisando apenas os dados de transações

dos mercados de negociação eletrônica e aplicando o Modelo Vetorial de Correção de Erros linear, ele validou que os futuros são os líderes de preço, com um efeito três vezes maior do que o dos ETFs.

Choy e Zhang (2010) e Chen e Tsai (2017) observaram que, tanto nos mercados regulares de Hong Kong quanto nos mercados futuros mini e VIX, o mercado futuro lidera o processo de descoberta de preços. Theissen (2012) utilizou a participação de informações de Hasbrouck e os pesos de fatores comuns no DAX, discernindo que o mercado futuro lidera o spot. Kavussanos e Nomikos (2003) analisaram os contratos futuros de frete e o mercado spot, BIFFEX e BPI, relatando que os preços futuros tendem a captar informações rapidamente do que os preços spot.

O estudo de Cheung e Fung (1997) explorou o arranjo do fluxo de informações entre os mercados à vista e futuros do eurodólar, concluindo que há uma causalidade bidirecional entre esses mercados. Em 2020, foi examinado se a qualidade do mercado, a incerteza, o sentimento e a atenção do investidor, bem como as notícias macroeconômicas, impactam o conteúdo informativo do bitcoin nos mercados futuros e à vista.

Shrestha (2014) investigou os mercados de energia e concluiu que os futuros dominam o processo de descoberta de preços. Em 2020, foram analisadas sete commodities agrícolas e concluiu-se que, com exceção do cacau, os futuros reagem rapidamente a novas informações. Além disso, estudos realizados por Quan (1992), Wahab e Lashgari (1993), Silvapulle e Moosa (1999), Chan e Lien (2002), Rajput, Thaker, e Pathak (2012), Kumar e Chaturvedula (2013), Dimpfl, Flad e Jung (2017) e Karabiyik, Narayan, Phan, e Westerlund (2018) verificaram que o mercado à vista serve como o mercado dominante, enquanto os futuros atuam como um mercado satélite. Jacobs (2016) mostrou que o preço futuro pode se desviar do preço à vista no processo de descoberta de preços, indicando a presença de erros de precificação.

O estudo realizado por Wats e Sikdar (2022) avalia a transmissão de informações entre os mercados futuros e à vista para nove principais índices de nove países avançados e emergentes da Ásia, bem como as possíveis tendências ao longo do tempo em relação à Crise Financeira Global (GFC), considerando a dinâmica dos preços nos períodos de pré-crise, crise e pós-crise.

Embora exista uma extensa literatura sobre o padrão de transmissão de informações entre os mercados futuros e à vista, abrangendo várias classes de ativos, geografias e diferentes horizontes temporais, os resultados ainda são inconclusivos e discutíveis.

Considerando os fundamentos teóricos que envolvem a descoberta de preços e a cointegração entre os mercados spot e futuro, formula-se a primeira hipótese de pesquisa:

H1: Os preços à vista (spot) e futuro das commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo) não são cointegrados no longo prazo para o período analisado.

## **2.8 Efeitos da Pandemia - COVID-19 no Mercado de Commodities e na Economia Mundial**

A pandemia de COVID-19, causada pelo coronavírus SARS-CoV-2, foi identificada pela primeira vez em dezembro de 2019, após a notificação de casos de pneumonia na cidade de Wuhan, província de Hubei, China. Desde então, seus efeitos se espalharam pela economia mundial, afetando cadeias de suprimentos e a circulação de bens, serviços, capitais e pessoas, demonstrando que nenhum país está imune aos impactos sanitários e econômicos, exceto aqueles completamente isolados (Organização Mundial da Saúde [OMS], 2020).

Segundo Baldwin e Weder di Mauro (2020), alguns dos impactos econômicos da pandemia tendem a ser duradouros, especialmente devido às interrupções enfrentadas por empresas, indivíduos e governos, o que aponta para riscos à globalização e integração mundial. O choque de saúde afetou abruptamente cadeias e empresas de suprimentos, e a economia global sofreu um impacto significativo desse evento raro e de grande alcance, denominado "cisne negro" (Yarovaya, Matkovskyy & Jalan, 2022), levando a lockdowns nas cadeias globais de valor e à retração da demanda por bens e serviços em função das políticas de isolamento social, como as quarentenas. A crise da COVID-19 se espalhou rapidamente pelo mundo, gerando choques econômicos em ritmo e escala sem precedentes, superando até mesmo a crise do subprime de 2008 e a Grande Depressão de 1929, como menciona Roubini (2020).

A pandemia também gerou uma alta volatilidade nos mercados financeiros, especialmente nas bolsas de valores globais. Uma ferramenta usada para medir o clima de incerteza nos mercados é o índice VIX do S&P 500. Esse índice, também conhecido como "índice do medo", é utilizado no mercado de ações dos Estados Unidos. Especificamente, o VIX calcula as expectativas do mercado em relação à volatilidade das 500 principais ações do índice Standard & Poor's para os meses seguintes (Bankrate, 2024).

De acordo com Piot-Lepetit e M'Barek (2011), nem todos os mercados de commodities apresentam alta volatilidade de preços. Mercados com menor volatilidade geralmente possuem oferta e demanda estáveis e maior elasticidade de preços. Por outro lado, mercados

altamente voláteis são caracterizados por instabilidades na oferta e demanda, sendo que a especulação pode intensificar ainda essa volatilidade, à medida que os especuladores apostam em mudanças futuras nos preços.

No contexto dos complexos agrícolas, os riscos de mercado são significativos, influenciando desde a produção até a logística. O risco de preço é particularmente volátil, especialmente em mercados de commodities, e essa incerteza afeta diretamente as decisões sobre a escolha das culturas e investimentos, com o objetivo de maximizar os lucros (Jaffee, Siegel & Andrews, 2010).

Aizenman e Pinto (2004) destacam que a incerteza ocorre quando há múltiplos resultados possíveis para um evento, mas sem a capacidade de medir as probabilidades desses resultados. O risco, por outro lado, permite a atribuição de probabilidades aos diferentes desfechos. Neste contexto, a volatilidade está estreitamente associada ao risco, servindo como uma medida da possível variação ou movimento em uma variável econômica específica.

A crise econômica internacional e a desaceleração resultante da pandemia terão impactos significativos no Brasil. Projeções do Banco Mundial indicam uma redução de 8% no PIB brasileiro em 2020 (Banco Mundial, 2020), enquanto o FMI projeta uma queda ainda maior, de 9,1% (Fundo Monetário Internacional [FMI], 2020). Essa crise também deve afetar o emprego e a renda, principalmente no Nordeste, com um aumento esperado na taxa de pobreza e pobreza extrema, conforme alertado por um relatório da CEPAL e OPAS (2020).

Apesar desse cenário desafiador, o setor agrícola e o agronegócio no Brasil têm demonstrado resiliência, com crescimento tanto na produção quanto no PIB setorial (Kreter & Souza Jr., 2020). Analistas acreditam que o agronegócio continuará sendo um pilar essencial da economia brasileira, mesmo em meio à pandemia (Mattei, 2020). Outro fator que pode impactar o agronegócio é a intensificação das tensões entre Estados Unidos e China, um fenômeno que tem sido comparado a uma "Guerra Fria 2.0" (Pereira, 2020). Essas tensões atingiram níveis sem precedentes recentemente, com ações diplomáticas que lembram as disputas entre Estados Unidos e a antiga União Soviética. Os Estados Unidos, conhecidos por utilizar seu poder econômico e comercial como ferramenta política, intensificaram o conflito com a China às vésperas da eleição presidencial americana, o que sugere uma possível relação com o contexto eleitoral (Pereira, 2020).

Diante da relevância da descoberta de preços e do equilíbrio de longo prazo entre os mercados à vista e futuro, é fundamental considerar como eventos externos significativos, como a pandemia do COVID-19, e de que maneira podem afetar essa relação, uma vez que

alterações no ambiente econômico e na dinâmica de mercado podem comprometer os mecanismos usuais de formação de preços, sobretudo em períodos de crise.

Assim, este estudo propõe a segunda hipótese de investigação:

H2: Não existe relação de ajuste ao equilíbrio e descoberta de preços entre os preços spot e futuro das commodities (milho, soja e café arábica) nos subperíodos (Pré-crise, Crise e Pós-crise) e ao longo prazo.

## **2.9 Teoria da Causalidade**

A teoria da causalidade, que expressa um pensamento linear, foi desenvolvida ao longo da história da humanidade com o intuito de explicar racionalmente a ocorrência de fenômenos no mundo. Essa teoria aborda a causalidade de maneira direta e simplificada, propondo que a ocorrência de um evento específico é a causa de um efeito particular. Dessa forma, estabelece-se uma relação linear de causa e efeito entre os fenômenos, conectando o que vem antes com o que ocorre depois, ou seja, o evento inicial com os subsequentes (Morales, 2013). Além disso, Morales (2013) menciona que a relação de causalidade busca explicar e justificar os fenômenos observados tanto na vida cotidiana quanto nas diversas ciências. É definida pela filosofia como a ligação entre dois eventos onde, dado que o primeiro ocorre, ele produz, origina, determina ou torna inevitável a ocorrência do segundo. Isso significa que, assim que o primeiro evento acontece, o segundo deve inevitavelmente seguir-se a ele, estabelecendo um nexo causal entre os acontecimentos.

Além de ser essencialmente determinista, esse modelo de pensamento linear também é reducionista, pois considera que para compreender o todo é necessário dividi-lo em partes independentes. As raízes dessa teoria estão na longa tradição do pensamento filosófico-científico que remonta aos gregos e foi consolidada por Descartes na modernidade, fundamentando-se em princípios físicos, matemáticos e naturais.

A busca por explicações causais para fenômenos observados não se limita à Economia; ela é, na verdade, um componente fundamental da ciência desde suas raízes filosóficas. De forma ampla, “causa” refere-se à “razão ou motivo pelo qual algo ocorre” (Dicionário Houaiss da Língua Portuguesa), enquanto “causalidade” denota a “conexão que une causa e efeito” (Larousse Enciclopédia Moderna). Na Filosofia, o tema da causalidade é analisado em três dimensões principais: ontológica, epistemológica e pragmática (Brady, 2008).

As abordagens contemporâneas sobre causalidade remontam aos escritos de David Hume, especialmente em suas obras *Tratado da Natureza Humana* e *Investigação sobre o Entendimento Humano*, publicadas em 1738 e 1748, respectivamente (Morris & Brown, 2015). A essência da teoria de causalidade de Hume está no Livro I, Parte III, Seção XV do *Tratado*, onde ele apresenta oito critérios para avaliar se dois eventos podem ser considerados como causa e efeito. Entre esses critérios, três se destacam e são amplamente aceitos por filósofos e economistas: (1) a causa e o efeito devem ocorrer próximos no tempo e no espaço; (2) a causa antecede o efeito; e (3) há uma conjunção constante entre causa e efeito, que define a relação causal. Em resumo, para Hume, a causalidade possui duas características centrais: ela é assimétrica – se X causa Y, Y não causa X – e a ordem temporal é uma indicação dessa assimetria.

Esse entendimento filosófico, que remonta aos ensinamentos de Aristóteles, estabelece que o conhecimento científico deve ser “causal, ” isto é, focado nas relações entre causas e efeitos. David Hume segue essa tradição, assim como Adam Smith, evidenciado no título de sua obra fundadora da economia, *Uma Investigação sobre a Natureza e as Causas da Riqueza das Nações* (Smith, 1776) (Morris & Brown, 2015).

Na Economia, a visão de Russell e Mach propõe limitar as explicações à análise de relações matemáticas entre variáveis econômicas, como o consumo e a renda, sem incluir interpretações causais (Reiss, 2007). Empiricamente, isso implica focar na identificação de correlações estatísticas significativas entre variáveis. Duas abordagens se destacam nesse contexto: de um lado, o conceito de causalidade de Granger (1969, 1980) e, de outro, os modelos VAR (autorregressivos vetoriais) introduzidos por Sims (1980). Granger (1969) desenvolveu seu conceito de causalidade com base nas ideias de Wiener (1956), propondo inferir relações causais a partir das propriedades estatísticas dos dados, com mínimo embasamento teórico. A principal vantagem da causalidade de Granger é sua “operacionalidade”, pois o conceito já embute o método de aplicação.

O conceito de causalidade de Granger ganhou força com o trabalho de Sims (1972), que mostrou a utilidade e simplicidade dessa ferramenta para analisar a relação causal entre moeda e produto, uma questão de longa data na Economia. Nos anos 1970, com as limitações da teoria keynesiana e das metodologias econométricas da Comissão Cowles, a análise de séries temporais ganhou relevância na economia.

Em termos de previsão, os modelos univariados da metodologia de Box e Jenkins (1970) demonstraram melhor desempenho (menores erros de previsão) em comparação com

os modelos estruturais tradicionais. A crítica de Sims (1980) foi um marco teórico que impulsionou o uso de séries temporais na economia. A abordagem de Sims (1980) propõe modelos VAR que estimam equações na forma reduzida e sem restrições, tratando todas as variáveis como endógenas, ou seja, cada variável é regredida sobre seus próprios valores passados e os das demais. Sims sugere que a identificação de modelos estruturais por restrições seja substituída pela extração de insights diretos dos dados macroeconômicos. Em relação à causalidade, essa abordagem se conecta à análise de Granger (Hoover, 2008), já que ambos os métodos utilizam modelos em forma reduzida, um tema que Sims já explorara em estudos anteriores (Sims, 1972).

No entanto, desconsiderar a teoria acarreta dificuldades na interpretação econômica dos resultados, o que gerou críticas à abordagem Granger-Sims. Para que os choques possam ser interpretados economicamente, é necessário analisá-los não apenas pela forma reduzida, mas também pela forma estrutural do modelo. A metodologia VAR propõe estimar parâmetros na forma reduzida e realizar testes de causalidade de Granger. A análise de função impulso-resposta, que examina os efeitos de choques exógenos em  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ , requer que os parâmetros da forma estrutural sejam recuperados a partir das estimativas da forma reduzida.

## **2.10 Causalidade de Granger**

Matos (2002) realizou uma análise empírica utilizando o teste de causalidade desenvolvido por Granger (1969). Para isso, ele analisou uma série de dados anuais abrangendo o período de 1947 a 2000, com ênfase nos intervalos de 1963-2000 (relacionado ao crédito bancário ao setor privado/PIB) e 1970-2000 (referente ao crédito do sistema financeiro ao setor privado/PIB). Os resultados, obtidos por meio do método de causalidade de Granger, indicaram a existência de impactos diretos e unidirecionais do desenvolvimento financeiro sobre o crescimento econômico.

Nesse contexto, Levine (1997) pesquisa e demonstra em artigo que serve como referência para a discussão deste trabalho, investigou a relação empírica entre o crescimento de longo prazo e o desenvolvimento financeiro, utilizando como variável a relação entre o crédito bancário ao setor privado e o PIB. A partir de uma amostra de diversos países, o autor descobriu que essa variável está positivamente correlacionada com o crescimento, embora o impacto varie entre os países, sendo inclusive negativo ao analisar um painel de dados para a América Latina. O principal argumento de Levine (1997) é que o principal canal de

transmissão do desenvolvimento financeiro para o crescimento é a eficiência, e não o volume, do investimento.

Embora Levine (1997) aponte para uma evidência empírica de uma relação positiva de primeira ordem entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, ele também argumenta que mudanças em setores como telecomunicações, computação, políticas do setor não financeiro, instituições e o próprio crescimento econômico influenciam a estrutura e a qualidade dos serviços financeiros. Nesse sentido, ele conclui que quanto mais eficiente for o sistema financeiro, mais forte será a relação entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico.

Antes de 1997, King e Levine (1993) já haviam apresentado evidências através de um estudo utilizando dados de 80 países no período de 1960 a 1989. Em um estudo empírico, que também se tornou referência na literatura econômica, eles concluíram que existe uma correlação positiva, significativa e robusta entre a taxa média anual de crescimento real do PIB per capita e o nível médio de desenvolvimento financeiro.

De acordo com King e Levine (1993), a conclusão é que o componente predeterminado do desenvolvimento financeiro está fortemente correlacionado com as futuras taxas de crescimento econômico, acumulação de capital físico e melhorias na eficiência econômica". Esse resultado corrobora a visão de Schumpeter (1911), que, na perspectiva da 'destruição criativa', propõe que a substituição de métodos e produtos antigos por novos arranjos empresariais, juntamente com o financiamento de investimentos tangíveis e intangíveis, impulsiona a inovação e, conseqüentemente, o desenvolvimento econômico.

Em um estudo mais recente, Sasi (2013) avaliou o efeito do desenvolvimento financeiro e da Tecnologia da Informação e Comunicação (TIC) sobre o crescimento econômico. O modelo empírico utilizado por Sasi (2013) baseou-se em um modelo de painel dinâmico, estimado por meio do Método dos Momentos Generalizado (GMM), aplicado a países do Oriente Médio e Norte da África. As estimativas do estudo revelaram um efeito positivo e significativo das proxies de TICs no crescimento econômico. Adicionalmente, essa compreensão permite que os formuladores de políticas estabeleçam as estratégias de hedge mais apropriadas para melhorar as políticas macroeconômicas, reconhecendo os preços das commodities como indicadores principais de inflação.

O Teste de Causalidade de Granger, desenvolvido por Clive W. J. Granger em 1969, é uma metodologia estatística amplamente utilizada em econometria para determinar se uma série temporal pode ser usada para prever outra. O teste baseia-se no conceito de que, se uma

variável X "Granger-causa" uma variável Y, então os valores passados de X devem conter informações que ajudam a prever Y, além das informações contidas nos valores passados de Y (Granger, 1969).

A aplicação do teste de Granger segue uma sequência de passos bem definidos. Inicialmente, são especificados dois modelos: o primeiro modelo prevê Y apenas com base em seus próprios valores passados, enquanto o segundo modelo inclui também os valores passados de X. Ambos os modelos são estimados por meio de regressão linear. Posteriormente, os modelos são comparados utilizando um teste F ou um teste de Wald, que verifica se a inclusão dos valores passados de X melhora significativamente a previsão de Y. Se o segundo modelo, que inclui X, prever Y de maneira significativamente melhor do que o modelo que usa apenas Y, conclui-se que X Granger-causa Y (Diebold, 2007).

Este teste é de extrema importância para explorar relações causais em séries temporais, sendo amplamente empregado em áreas como economia e finanças. Por exemplo, ele pode ser utilizado para analisar se mudanças nas taxas de juros causam mudanças no crescimento econômico ou se os preços futuros de uma commodity influenciam os preços à vista (Lütkepohl, 2005).

Contudo, o teste de Granger possui limitações que devem ser consideradas na interpretação dos resultados. Primeiramente, é importante destacar que a causalidade de Granger identifica correlação temporal, mas não implica causalidade no sentido filosófico ou determinístico. Em outras palavras, mesmo que X Granger-cause Y, isso não significa necessariamente que X seja a causa real de Y (Granger, 1980). Além disso, para que o teste seja aplicável, as séries temporais devem ser estacionárias, ou seja, suas propriedades estatísticas, como média e variância, devem ser constantes ao longo do tempo. Se as séries não forem estacionárias, é necessário diferenciá-las antes de realizar o teste (Enders, 2014).

Outra limitação importante refere-se à sensibilidade do teste em relação à escolha da defasagem, ou seja, o número de períodos anteriores utilizados no modelo. A escolha inadequada da defasagem pode influenciar os resultados e, conseqüentemente, a interpretação da causalidade. Além disso, a presença de variáveis omitidas, que não foram incluídas no modelo, pode comprometer a robustez dos resultados (Lütkepohl, 2005). Em algumas situações, pode-se observar uma relação de feedback bidirecional, onde X Granger-causa Y e Y também Granger-causa X. Isso pode complicar a interpretação, sugerindo que as variáveis se influenciam mutuamente ao longo do tempo (Granger, 1980).

Apesar dessas limitações, o Teste de Causalidade de Granger continua sendo uma ferramenta poderosa e amplamente utilizada para entender relações dinâmicas entre variáveis temporais. Em economia, ele é frequentemente empregado para analisar a interação entre variáveis macroeconômicas, como inflação, PIB e taxas de juros. Em finanças, o teste ajuda a entender a dinâmica dos preços de mercado e a descoberta de preços entre ativos, como ações ou commodities. Além disso, em ciências sociais, ele pode ser usado para investigar como indicadores sociais e econômicos, como desemprego e criminalidade, se influenciam ao longo do tempo (Enders, 2014).

### **2.11 Teste de Causalidade de Toda e Yamamoto**

Estudos têm buscado solucionar os problemas metodológicos levantados por Giles e Williams (2000) e Rodríguez e Rodrik (2001). No campo de séries temporais, os métodos propostos por Toda e Yamamoto (1995) e Dolado e Lütkepohl (1996) para testar a hipótese de não causalidade têm sido empregados para reduzir a incerteza gerada por pré-testes de raiz unitária e cointegração. O método de Toda e Yamamoto (1995) utiliza um teste de Wald modificado (MWALD), que permite testar restrições nos parâmetros de um modelo LVAR aumentado, sem necessidade de pré-testes de cointegração. Neste estudo, foi aplicado essa metodologia para testar a hipótese de não causalidade de Granger, incorporando a informação de longo prazo do sistema.

Entretanto, essa abordagem possui certas limitações. Primeiramente, a aplicação de modelos VECM requer pré-testes de raiz unitária e cointegração, os quais, conforme a literatura, apresentam baixo poder, gerando incertezas quanto à precisão dos resultados. Além disso, os testes de cointegração oferecem diferentes especificações, o que pode resultar em conclusões conflitantes, adicionando um grau de subjetividade. Em segundo lugar, ao diferenciar as séries em casos sem cointegração, perde-se a informação de longo prazo.

Para contornar esses problemas, Toda e Yamamoto (1995) desenvolveram um teste alternativo que elimina a necessidade de pré-testes de raiz unitária e permite a análise de variáveis com diferentes ordens de integração, aplicável a sistemas cointegrados. De acordo com experimentos de Monte Carlo realizados por Zapata e Rambaldi (1997), esse teste apresenta desempenho semelhante ao de métodos mais complexos em amostras com mais de 50 observações.

O Teste de Causalidade de Toda e Yamamoto (1995) é amplamente utilizado para examinar relações de precedência temporal entre variáveis, mesmo em presença de séries não

estacionárias ou cointegradas. Sua aplicação permite analisar se os preços futuros exercem influência sobre os preços à vista, e vice-versa, em diferentes contextos econômicos.

Com base nessa abordagem metodológica, formula-se a terceira hipótese deste estudo:

H3: Não existe relação de causalidade entre os preços spot e futuro das commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo) nos subperíodos (Pré-crise, Crise e Pós-crise) e ao longo prazo.

### 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A metodologia desta dissertação foi estruturada em três seções. A primeira seção aborda a inserção metodológica do estudo no contexto e na caracterização da pesquisa em finanças e investimentos, inserida no campo das ciências sociais aplicadas. A segunda seção descreve detalhadamente a amostra de dados utilizada nas análises. A terceira seção foca na modelagem econométrica e nos procedimentos de teste para a validação dos resultados.

#### 3.1 Caracterização da Pesquisa

Esta dissertação enquadra-se, conforme Leedy e Ormrod (2004), como uma pesquisa empírica de natureza quantitativa, assim como o estudo de Gil (2004), quanto aos seus objetivos, trata-se de uma pesquisa descritiva, cujo foco é descrever as características de determinado fenômeno ou população e explorar possíveis relações entre variáveis. Assim, uma de suas características centrais é o uso de técnicas padronizadas para a coleta de dados. Ressalta-se ainda a definição de Vergara (2000), que afirma que a pesquisa descritiva “não tem o compromisso de explicar os fenômenos que descreve, embora sirva de base para a explicação”.

Destaca-se ainda o caráter *ex-post* desta pesquisa, conforme a classificação de Gil (2004) em relação aos meios utilizados. Outra caracterização possível, sem exclusão, da análise *ex-post-facto* é a utilização de dados secundários.

Gujarati e Porter (2009) discutem a classificação dos dados em séries temporais, seccionais e em painel, ressaltando que os dados em painel frequentemente provêm de fontes secundárias, como censos periódicos realizados por instituições governamentais, enfatizando que a econometria frequentemente depende de dados coletados por outras entidades, destacando a importância de compreender a origem e a natureza desses dados para análises precisas. Enquanto que Fávero e Belfiore (2017), os autores reconhecem a relevância dos dados secundários, discutindo a utilização de dados coletados por terceiros, como instituições de pesquisa e órgãos governamentais e destacam que esses dados são essenciais para análises estatísticas e modelagens multivariadas. Gil (2004) observa que algumas pesquisas descritivas vão além da simples identificação de relações entre variáveis, aproximando-se de um caráter explicativo. Assim como neste trabalho, tais estudos buscam determinar a natureza das relações encontradas.

### 3.2. Amostra de dados

O delineamento metodológico desta pesquisa é descritivo, utilizando-se de uma abordagem quantitativa por meio da ferramenta software Python para cálculos e apresentação dos resultados. As coletas dos dados foram secundárias tomando-se por base os preços do mercado à vista das commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo), disponibilizados no site do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), vinculado à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (Esalq), enquanto que os preços futuros das commodities foram o último vencimento correspondente a data do preço à vista do período analisado, que foram obtidos a partir dos dados disponibilizado pelo banco de dados da B3 - Bolsa de valores brasileira.

O período de análise dos preços no mercado foi de 01 de dezembro de 2016 a 31 de maio de 2024, totalizando um período de 90 meses que inclui o período de crise decorrente da pandemia-COVID 19 no Brasil. A escolha deste período para análise se justifica por abranger um intervalo significativo que inclui o período de crise econômica e social causado pela pandemia de COVID-19. Além disto, incluir o período anterior à pandemia de COVID-19 na análise é fundamental para compreender as dinâmicas do mercado de commodities em diferentes fases dos ciclos econômicos brasileiros, uma vez que de acordo com o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (2020), entre o segundo trimestre de 2014 e o quarto trimestre de 2016, o Brasil enfrentou uma recessão significativa, considerada a mais longa e uma das mais profundas desde os anos 1980, resultando em uma retração de 8% no PIB. A partir de 2017, observou-se uma fase de recuperação econômica, caracterizada por uma expansão que durou até o final de 2019. Portanto, ao incluir o período de dezembro de 2016 a dezembro de 2019, é possível analisar como os preços das commodities se comportaram durante uma fase de recuperação econômica, fornecendo insights sobre a relação entre ciclos econômicos e o mercado de commodities no Brasil.

No Brasil, o mercado financeiro ainda apresenta um nível considerável de assimetria informacional (Belo; Brasil, 2006; Forti et al., 2009; Miari et al., 2015). Por essa razão, estudos realizados investigaram o impacto da crise de saúde nos mercados de commodities para avaliar como a eficiência de mercado reagiu a esse contexto. Diante do baixo crescimento econômico, os mercados emergentes possuem recursos relativamente escassos para enfrentar os efeitos da pandemia, o que sugere um cenário potencialmente adverso (Topcu & Gulal, 2020). Além disso, a concentração da produção de alimentos em um

pequeno número de países exportadores, como o Brasil, aumenta o risco de interrupções no mercado financeiro.

Este período específico permite uma análise robusta dos impactos antes, durante e após a pandemia, proporcionando uma compreensão abrangente das dinâmicas de preços das commodities e a influência de fatores extraordinários, como a pandemia, sobre o agronegócio e a economia brasileira. A escolha também assegura a captura de tendências de curto e longo prazo, possibilitando uma análise detalhada das flutuações de mercado e das respostas econômicas a crises globais.

Além disto, considerando que a volatilidade dos preços é um indicador-chave das incertezas econômicas, analisar esse intervalo possibilita uma avaliação aprofundada das dinâmicas de mercado, especialmente na forma como os preços à vista e futuros das commodities responderam a choques externos e como essas respostas influenciaram as decisões de investimento e as estratégias de mitigação de risco no agronegócio brasileiro.

Para enfatizar as prováveis alterações na dinâmica dos mercados e as tendências e causalidades prováveis ao longo do tempo em relação à crise decorrente da pandemia-COVID 19 no Brasil, realizou-se a análise considerando os preços de todo o período para as commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo), e após analisou-se os preços correspondente a série temporal fracionando-os em três subperíodos para cada *commodity*.

Desse modo, o estudo foi aplicado considerando o período oficial da pandemia no Brasil, que foi de 11 de março de 2020 a 22 de maio de 2023. Assim, o estudo analisou os subperíodos de 39 meses correspondente ao Período de Crise de (01 de março de 2020 a 31 de maio de 2023), e 39 meses que antecedeu a crise, denominado Período Pré-Crise (01 de dezembro de 2016 a 28 de fevereiro de 2020), e 12 meses referente ao Período Pós-Crise de (01 de junho de 2023 a 31 de maio de 2024).

### **3.3 Modelagem Econométrica e Procedimentos de Teste**

A análise de séries temporais financeiras fundamenta-se tanto na teoria quanto na aplicação prática da avaliação de ativos ao longo do tempo. Embora possua um caráter altamente empírico, essa abordagem utiliza fundamentos teóricos para embasar suas inferências (Tsay, 2002). Conforme destacado por Alexander (2005), os modelos econométricos visam identificar a estrutura estatística adequada aos dados disponíveis, permitindo uma compreensão precisa dos fenômenos econômicos.

Neste estudo, a análise econométrica busca compreender a relação de causalidade entre os preços spot e futuros das commodities do agronegócio. A partir da análise dessas variáveis, espera-se identificar possíveis influências que os retornos de uma variável exercem sobre as demais, seja de forma contemporânea ou defasada.

Segundo Greene (2008), um modelo de séries temporais descreve a trajetória de uma variável em função de outros fatores, defasados ou não, além de incluir perturbações, também chamadas de "inovações", um termo de erro e as informações passadas da própria variável. A cointegração de mercados surge como uma metodologia essencial para estudos financeiros de longo prazo, distinguindo-se da correlação por focar nos movimentos conjuntos dos preços dos ativos em vez dos retornos (Alexander, 2005).

Para entender as propriedades das séries, é fundamental descrever as estatísticas coletadas, analisando aspectos como estacionariedade, autocorrelação e volatilidade, que são cruciais para a modelagem e previsão precisas dos comportamentos dos ativos financeiros.

### 3.4 Modelo Vetorial Autorregressivo

De acordo com Lütkepohl, (2005) o modelo vetorial autorregressivo (VAR) é uma generalização multivariada dos modelos autorregressivos univariados, permitindo a modelagem conjunta de múltiplas séries temporais inter-relacionadas. No contexto de um VAR de ordem  $p$ , o modelo é formalmente representado como:

$$Y_t = \alpha_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} \dots + A_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad \text{Equação 1}$$

Onde:

$Y_t$  é um vetor  $n \times 1$  das variáveis endógenas no tempo  $t$ .

$\alpha_0$  é um vetor  $n \times 1$  de constantes (termos de intercepto).

$A_i$  são matrizes  $n \times n$  de coeficientes para cada  $i$ -ésimo lag.

$\epsilon_t$  é um vetor  $n \times 1$  de termos de erro, assumidos como ruído branco com média zero e matriz de covariância  $\Sigma$ .

Essa formulação permite que cada variável no vetor  $Y_t$  seja explicada por suas próprias defasagens passadas, bem como pelas defasagens passadas de todas as outras variáveis do sistema, capturando assim as interdependências dinâmicas entre as séries temporais.

### 3.5 Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM)

O Modelo de Correção de Erros Vetorial (VECM) é uma extensão do Modelo Autorregressivo Vetorial (VAR) que incorpora relações de cointegração entre variáveis não

estacionárias integradas de ordem um, ou seja,  $I(1)$ . Quando duas ou mais séries temporais compartilham uma tendência comum de longo prazo, mesmo sendo individualmente não estacionárias, elas são consideradas cointegradas. O VECM permite modelar tanto as dinâmicas de curto prazo quanto os ajustes em direção ao equilíbrio de longo prazo, conforme estabelecido pelo Teorema de Representação de Engle e Granger (1987).

Nesse contexto, o VECM introduz um termo de correção de erro que representa os desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo. Esse termo atua como um mecanismo de ajuste, indicando a velocidade com que as variáveis retornam ao equilíbrio após choques temporários. Assim, o modelo captura as interações dinâmicas entre as variáveis, distinguindo os efeitos de curto e longo prazos.

Além disso, o VECM é instrumental na identificação de relações de causalidade de Granger em sistemas cointegrados. Segundo Carneiro (1997), quando duas variáveis apresentam uma tendência comum, é provável que exista causalidade de Granger em pelo menos uma direção, ou até mesmo uma bicausalidade. O modelo permite testar essas relações, considerando tanto os efeitos contemporâneos quanto os defasados.

A implementação do VECM geralmente segue uma sequência metodológica que inclui: (i) testes de raiz unitária, como o teste de Dickey-Fuller Aumentado, para verificar a estacionariedade das séries; (ii) teste de cointegração de Johansen, para determinar o número de relações de longo prazo; e (iii) estimação do modelo VECM propriamente dito, incorporando os termos de correção de erro e as defasagens apropriadas.

Neste estudo, aplicou-se o VECM para analisar a relação de causalidade entre os preços spot e futuros das commodities do agronegócio, considerando ambas as variáveis como endógenas. Optou-se por um VECM multivariado em painel, dada sua capacidade de fornecer estimativas eficientes ao explorar a variabilidade entre diferentes unidades e ao longo do tempo. Essa abordagem é particularmente útil para capturar as dinâmicas complexas entre os preços das commodities em diferentes mercados e períodos.

O modelo VECM em painel multivariado é representado pelas seguintes equações:

Equação 2 – Preço à Vista a seguir:

$$\Delta \ln Sp_{it} = \mu_{1i} + \alpha_1 ECT_{it-1} + \sum_{l=1}^p \beta_{11,l} \Delta \ln sp_{it-l} + \sum_{l=1}^p \beta_{12,l} \Delta \ln f_{it-l} + \epsilon_{1,it}$$

Onde:

$\Delta \ln Sp_{it}$ : Representa a primeira diferença logarítmica do preço spot, ou seja, a variação percentual do preço spot no tempo t para a unidade i.

$\mu_{1i}$ : Captura os efeitos fixos, específicos para cada unidade do painel, refletindo diferenças estruturais entre as unidades.

$\alpha_1 ECT_{it-1}$ : O termo de correção de erros  $ECT_{it-1}$  representa o desvio do equilíbrio de longo prazo no período anterior. O coeficiente  $\alpha_1$  indica a velocidade com que os preços spot ajustam-se a esse equilíbrio de longo prazo.

$\sum_{l=1}^p \beta_{11,l} \Delta \ln sp_{it-l}$  : Captura os efeitos de curto prazo das defasagens dos preços spot, indicando como as variações passadas dos preços spot afetam as variações presentes.

$\sum_{l=1}^p \beta_{12,l} \Delta \ln f_{it-l}$ : Representa o efeito de curto prazo das defasagens dos preços futuros sobre os preços spot atuais.

$\epsilon_{1,it}$ : Termo de erro idiossincrático, que representa choques não observados no preço spot.

Equação 3 – Preço Futuro a seguir

$$\Delta \ln F_{it} = \mu_{2i} + \alpha_2 ECT_{it-1} + \sum_{l=1}^p \beta_{21,l} \Delta \ln sp_{it-l} + \sum_{l=1}^p \beta_{22,l} \Delta \ln f_{it-l} + \epsilon_{2,it}$$

Onde:

$\Delta \ln F_{it}$ : Representa a primeira diferença logarítmica do preço futuro, ou seja, a variação percentual do preço futuro no tempo t para a unidade i.

$\mu_{2i}$ : Captura os efeitos fixos, específicos para cada unidade do painel, refletindo diferenças estruturais entre as unidades.

$\alpha_2 ECT_{it-1}$ : O termo de correção de erros  $ECT_{it-1}$  representa o desvio do equilíbrio de longo prazo no período anterior. O coeficiente  $\alpha_2$  indica a velocidade com que os preços futuros se ajustam ao equilíbrio de longo prazo.

$\sum_{l=1}^p \beta_{21,l} \Delta \ln sp_{it-l}$  : Captura os efeitos de curto prazo das defasagens dos preços spot, indicando como as variações passadas dos preços spot afetam as variações presentes.

$\sum_{l=1}^p \beta_{22,l} \Delta \ln f_{it-l}$ : Representa o efeito de curto prazo das defasagens dos preços futuros sobre os preços spot atuais.

$\epsilon_{2,it}$ : Termo de erro idiossincrático, que representa choques não observados no preço spot.

Equação 4 - Termo de Correção de Erros (ECT):

$$ECT_{it-1} = \ln Sp_{it} - \lambda \ln f_{it-l} - \theta$$

Onde:

$\ln Sp_{it}$ : Logaritmo natural do preço spot no tempo t.

$\lambda \ln f_{it-l}$ : Termo relacionado ao preço futuro no período anterior, onde  $\lambda$  é o coeficiente de cointegração que mede a relação de longo prazo entre o preço spot e o preço futuro.

$\theta$ : Constante de equilíbrio de longo prazo, que reflete o nível de equilíbrio entre os preços spot e futuros no longo prazo.

$ECT_{it-1}$ : Captura o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo

Além disto, para a construção do termo  $ECT_{it-1}$  nas equações do modelo VECM em painel, representa o mecanismo de correção de erros, que ajusta os preços spot e futuros no longo prazo. Este termo designa a associação de longo prazo entre os preços spot e futuros e mede a variação em relação ao equilíbrio entre  $\Delta \ln Sp_{it}$  e  $\Delta \ln F_{it}$ . Este termo foi utilizado nas equações para ajustar as variáveis a partir dos desvios de curto prazo em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Para compreender a dinâmica do Modelo de Correção de Erros (VECM) aplicado aos períodos Pré-Crise, Crise, e Pós-Crise dos preços das commodities estudada é necessário calcular o erro padrão que se trata de medida da variabilidade ou dispersão do coeficiente estimado e a razão de velocidade de ajuste.

A significância estatística e o tamanho do coeficiente do termo de correção de erros determinam a tendência de cada variável endógena de retornar ao seu nível de equilíbrio. Assim, a significância e o sinal do coeficiente  $\alpha$  associado ao ECT determinam a velocidade e a direção desse ajuste para calcular a taxa de ajuste ao equilíbrio entre as variáveis dependentes e independentes.

A razão de velocidade de ajuste é calculada da seguinte forma  $(\frac{\alpha_2}{\alpha_2 - \alpha_1})$ , onde  $\alpha_2$  é o coeficiente que representa a velocidade de ajuste da variável dependente para o equilíbrio de longo prazo e  $\alpha_1$  refere se ao coeficiente que representa a velocidade de ajuste da variável independente (ou a variável com a qual a variável dependente tem uma relação de longo prazo). E o valor-p determina a significância estatística da relação uma vez que a significância é medida ao nível de 1%, 5% ou 10%.

No entanto, antes de aplicar o modelo VECM para testar a relação causal entre os preços spot e futuros, antes da aplicação do modelo VECM, é essencial verificar a

estacionariedade das séries temporais. Para isso, foram aplicados testes de raiz unitária, a fim de avaliar se os preços spot e futuros são estacionários. Além disso, utilizou-se o teste de cointegração de Pedroni (para painéis) para identificar se há uma relação de longo prazo entre essas variáveis.

### **3.6 Teste de Raiz Unitária**

De acordo com Alexander (2005), séries de retornos sobre ativos em mercados financeiros costumam exibir características de covariância estacionária, sendo frequentemente denominadas “séries estacionárias”. Em contrapartida, as séries de preços tendem a ser não estacionárias. Lamounier (2003) ressalta a importância de testar a estacionariedade das séries financeiras para definir os procedimentos adequados de análise e evitar regressões espúrias.

Os testes estatísticos empregados para detectar a estacionariedade das séries são os chamados testes de raiz unitária. A maioria desses testes parte da hipótese nula de não estacionariedade (presença de raiz unitária), contra a hipótese alternativa de estacionariedade (ausência de raiz unitária). Segundo Wooldridge (2010), processos com raiz unitária são classificados como integrados de ordem 1, ou  $I(1)$ , o que significa que suas primeiras diferenças tendem a ser estacionárias e apresentam menor dependência serial. Esses processos são conhecidos como “processos estacionários” em suas diferenças. Exemplos de processos com raiz unitária incluem o modelo de passeio aleatório e o modelo de passeio aleatório com tendência.

Dessa forma, os testes de raiz unitária em painel foram aplicados aos preços das commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo), tanto para o  $\ln$  Preço Futuro quanto para o  $\ln$  Preço à Vista, além de suas primeiras diferenças ( $\Delta \ln$  Preço Futuro e  $\Delta \ln$  Preço à Vista). Os métodos utilizados incluem os testes LLC (Levin, Lin, Chu, 2002), IPS (Im, Pesaran, Shin 2003), e o teste de ADF-Fisher e PP-Fisher de acordo com o estudo de Maddala e Wu (1999).

O teste LLC foi desenvolvido por Levin, Lin e Chu (2002) e é um dos primeiros testes de raiz unitária para dados em painel. Esse teste assume que existe uma raiz unitária comum entre as séries do painel, ou seja, ele testa a hipótese de que todas as séries do painel compartilham o mesmo parâmetro de raiz unitária. A hipótese nula ( $H_0$ ) do teste LLC indica que as séries possuem raiz unitária, ou seja, não são estacionárias. Já a hipótese alternativa ( $H_1$ ) sugere que as séries são estacionárias, quando as séries são estacionárias. Assim, quando o valor-p for inferior a 0,05 (ou a outro nível de significância adotado), rejeita-se a hipótese nula, indicando que as séries do painel são estacionárias.

A equação do teste LLC pode ser expressa como:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{i,t-j} + \epsilon_{it} \quad \text{Equação 5}$$

Onde:

$y_{it}$ : representa a série temporal da unidade  $i$  no período  $t$ ;

$\alpha_i$ : representa o efeito fixo individual para cada unidade do painel;

$\rho$ : parâmetro de interesse, que indica a presença de raiz unitária; o teste LLC verifica se  $\rho=0$  (não estacionaridade);

$\sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{i,t-j}$  termo de defasagens das diferenças de  $y_{it}$  incluído para corrigir a autocorrelação;

$\epsilon_{it}$  termo de erro.

Enquanto que o teste IPS, desenvolvido por Im, Pesaran e Shin (2003), é uma extensão que permite a presença de diferentes parâmetros de raiz unitária para cada série no painel. Diferente do LLC, o IPS considera a possibilidade de heterogeneidade, ou seja, que cada série pode ter suas próprias características de raiz unitária. A Hipótese Nula ( $H_0$ ), ocorrerá quando todas as séries possuem raiz unitária (não são estacionárias). Para a Hipótese Alternativa ( $H_1$ ), quando pelo menos uma das séries do painel é estacionária. Assim, o teste é mais flexível que o LLC, pois permite variação entre as séries do painel. Um p-valor menor que 0,05 indica que ao menos uma das séries é estacionária, sugerindo que o painel pode conter algumas séries estacionárias, mesmo que outras ainda sejam não estacionárias.

A equação do teste IPS, pode ser expressa como:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \epsilon_{it} \quad \text{Equação 6}$$

Onde:

- $y_{it}$ : representa a série temporal da unidade  $i$  no período  $t$ ;
- $\alpha_i$ : representa o efeito fixo individual para cada unidade do painel;
- $\rho$ : parâmetro de interesse, que indica a presença de raiz unitária; o teste LLC verifica se  $\rho=0$  (não estacionaridade);
- $\sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta y_{i,t-j}$  termo de defasagens das diferenças de  $y_{it}$  incluído para corrigir a autocorrelação;
- $\epsilon_{it}$  termo de erro.

O teste de raiz unitária de ADF-Fisher trata se de uma abordagem para testar a presença de raiz unitária em painéis, combinando os testes de raiz unitária ADF (Dickey-

Fuller Aumentado) individuais para cada unidade do painel. Desenvolvido por Maddala e Wu (1999) e aprimorado posteriormente, esse teste utiliza uma estatística de Fisher para combinar os p-valores dos testes ADF individuais em uma única estatística para o painel como um todo. Desse modo, o teste ADF Individual, para cada unidade  $i$  do painel, é realizado um teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) para verificar a presença de raiz unitária na série temporal  $Y_{it}$ .

A equação para o teste ADF individual é dada por:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \epsilon_{it} \quad \text{Equação 7}$$

Onde:

$y_{it}$ : representa a série temporal da unidade  $i$  no período  $t$ ;

$\alpha_i$ : representa o efeito fixo individual para cada unidade do painel;

$\rho$ : parâmetro de interesse, que indica a presença de raiz unitária; o teste LLC verifica se  $\rho=0$  (não estacionaridade);

$\sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta y_{i,t-j}$  termo de defasagens das diferenças de  $y_{it}$  incluído para corrigir a autocorrelação;

$\epsilon_{it}$  termo de erro.

A equação para o teste ADF individual é semelhante ao do teste IPS (Im, Pesaran, Shin, 2003), pois ambos são baseados no teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado). Ambos os testes verificam a presença de raiz unitária, mas são aplicados em contextos ligeiramente diferentes. O ADF individual é aplicado a uma única série temporal a fim de verificar a presença de raiz unitária em uma única série específica, não em um painel de dados, enquanto que o teste IPS é usado para dados em painel e aplica o teste ADF individual a cada série (ou unidade) do painel separadamente. Cada unidade recebe seu próprio teste ADF, mas os resultados são combinados para obter uma estatística geral do painel.

Dessa forma, após realizar o teste ADF em cada unidade, obtém-se os p-valores  $p_i$  correspondentes ao teste para cada unidade  $i$  do painel. A estatística de teste ADF-Fisher combina os p-valores individuais usando a estatística de Fisher, que é calculada da seguinte forma:

$$X^2 = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad \text{Equação 8}$$

Onde:

$N$ : número de unidades no painel (número total de séries).

$p_i$ : p-valor do teste ADF individual para a unidade  $i$ .

$X^2$ : valor da estatística de Fisher, que segue uma distribuição qui-quadrado com  $2N$  graus de liberdade sob a hipótese nula.

Diante destes parâmetros, a Hipótese Nula ( $H_0$ ) ocorrerá quando todas as séries no painel possuírem raiz unitária (não são estacionárias). Para a Hipótese Alternativa ( $H_1$ ), quando pelo menos uma das séries do painel é estacionária, ou seja, não possui raiz unitária, se o valor de  $X^2$  for significativo (p-valor menor que 0,05), rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária, sugerindo que pelo menos uma das séries no painel é estacionária.

Já o teste PP-Fisher (Phillips-Perron Fisher) é um teste de raiz unitária para dados em painel que combina os testes de raiz unitária Phillips-Perron (PP) individuais realizados em cada unidade do painel. Assim como o teste ADF-Fisher, ele usa uma abordagem estatística que combina os p-valores dos testes individuais para obter uma conclusão geral sobre a presença de raiz unitária no painel. O teste PP (Phillips-Perron) foi desenvolvido originalmente para corrigir autocorrelação e heterocedasticidade nos erros sem a necessidade de incluir termos de defasagem como no teste ADF.

O teste adapta essa metodologia para dados em painel, combinando os p-valores dos testes PP individuais das unidades do painel em uma estatística global. Assim, o teste PP em um painel, o PP-Fisher combina os resultados dos testes PP individuais realizados em cada unidade do painel. Esse procedimento foi desenvolvido por Maddala e Wu (1999), utilizando a estatística de Fisher para combinar os p-valores dos testes PP individuais em uma única estatística global para o painel.

A estatística de Fisher é calculada da seguinte maneira:

$$X^2 = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad \text{Equação 9}$$

Onde:

N: número de unidades no painel (séries individuais);

$p_i$ : p-valor do teste PP individual para a unidade  $i$ ;

$X^2$ : estatística de teste combinada, que segue uma distribuição qui-quadrado com  $2N$  graus de liberdade sob a hipótese nula.

A partir destes parâmetros a Hipótese Nula ( $H_0$ ) ocorrerá quando todas as séries no painel possuem raiz unitária, ou seja, são não estacionárias. Para a Hipótese Alternativa ( $H_1$ ), quando pelo menos uma das séries do painel é estacionária, ou seja, não possui raiz unitária se o valor de  $X^2$  for significativo (p-valor menor que 0,05), rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária, sugerindo que pelo menos uma das séries no painel é estacionária.

O quadro 1 resume os testes apresentados nessa seção, bem como as hipóteses nula e alternativa avaliadas em cada um deles.

Quadro 1: Resumo do Testes em Raiz Unitária em Paineis

Teste		Hipótese	
		Nula	Alternativa
LLC	Levin, Lin e Chu (2002)	Não - estacionariedade para todos os indivíduos	Homogênea
IPS	Im, Pesaran e Shin (2003)	Não - estacionariedade para todos os indivíduos	Heterogênea
ADF - Fisher	Maddala e Wu (1999)	Não - estacionariedade para todos os indivíduos	Heterogênea
PP - Fisher	Maddala e Wu (1999)	Não - estacionariedade para todos os indivíduos	Heterogênea

Fonte: Elaborado pelo Autor

### 3.7 Teste de Cointegração

Após verificar a não estacionariedade das séries, é necessário testar a hipótese de cointegração. No contexto das séries temporais, cointegração ocorre quando um conjunto de variáveis integrado de ordem um ( $I(1)$ ) apresenta uma combinação linear que é estacionária. Essa combinação linear é representada por um vetor de coeficientes das variáveis, conhecido como vetor de cointegração. A análise de cointegração em painéis segue os mesmos princípios aplicados a séries temporais. A inclusão da dimensão transversal (cross-section) tende a aumentar a robustez dos testes.

Existem duas abordagens comuns para os testes de cointegração. A primeira abordagem, proposta por Engle e Granger (1987), analisa os resíduos de uma regressão entre variáveis  $I(1)$ . Se houver cointegração, esses resíduos devem ser estacionários ( $I(0)$ ). As principais contribuições para essa linha de análise foram apresentadas por Pedroni (1999, 2001, 2004), Kao (1999) e Westerlund (2005).

Pedroni (1999, 2001, 2004) propôs estatísticas que diferem conforme a hipótese alternativa adotada. Para a hipótese alternativa homogênea, utilizam-se estimativas pooled, conhecidas como estatísticas de painel (within-groups). Já na hipótese alternativa heterogênea, as estatísticas são calculadas a partir da média das estimativas individuais de cada unidade do painel, sendo denominadas estatísticas entre grupos (between-groups)

Pedroni desenvolveu um total de sete estatísticas de teste, cada uma com diferentes graus de poder e tamanho, dependendo dos valores de  $N$  (número de unidades) e  $T$  (número de períodos). Essas estatísticas seguem uma distribuição normal padrão assintoticamente. Uma das principais vantagens desse método é que ele não impõe a exogeneidade dos regressores na equação. Nesse sentido o Quadro 2 resume as estatísticas criadas por Pedroni, que são discutidas neste estudo.

Quadro 2: Resumo dos testes de cointegração de Pedroni

Teste	Hipótese	
	Nula	Alternativa
<b>Painel (within-groups)</b>		
Panel v-stat	Não há cointegração	Homogênea
Panel rho-stat	Não há cointegração	Homogênea
Panel PP-stat	Não há cointegração	Homogênea
Panel ADF-stat	Não há cointegração	Homogênea
<b>Grupo (between -groups)</b>		
Group rho-stat	Não há cointegração	Heterogênea
Group PP-stat	Não há cointegração	Heterogênea
Group ADF-stat	Não há cointegração	Heterogênea

Fonte: Elaborado pelo Autor

O segundo tipo de análise utiliza uma abordagem sistêmica, que permite a existência de mais de uma relação de cointegração. As principais contribuições nesse campo foram feitas por Maddala e Wu (1999), Larsson, Lyhagen e Lothgren (2001), Groen e Kleinbergen (2003) e Breitung (2005). Assim como nos testes de raiz unitária, Maddala e Wu (1999) aplicam o método de combinação de testes individuais proposto por Fisher (1932) e sugerem uma abordagem alternativa para os testes de cointegração em painel, baseada na metodologia de Johansen (1991, 1995). Considerando  $\pi_i$  como o valor-p de um teste de cointegração de Johansen realizado para o setor  $i$ , então, sob a hipótese nula de ausência de cointegração em todas as seções  $N$  cross-sections, a estatística de teste para o painel completo é dada por:

$$\pi = -2 \sum_{i=1}^N \log (\pi_i) \rightarrow X_{2N}^2 \quad \text{Equação 10}$$

Assim como nos testes de raiz unitária, estudos destacam a relevância de considerar a possível dependência entre as seções transversais na análise de cointegração em painel. Um exemplo disso é o trabalho de Banerjee, Marcellino e Osbat (2004), que abordaram essa questão em um painel com um número reduzido de indivíduos, limitando-se a, no máximo, oito unidades.

Diante destas premissas, o teste de cointegração em dados em painel é empregado para avaliar a hipótese nula de que  $Y_{it}$  e  $X_{i,t}$  não possuem cointegração, o que implica que o termo de erro  $\epsilon_{it}$  é não estacionário. Nesse sentido, a rejeição dessa hipótese nula indica que  $Y_{it}$  e  $X_{i,t}$  são cointegrados e que o termo de erro  $\epsilon_{it}$  é estacionário. A hipótese alternativa pode sugerir a presença de cointegração para todas as unidades do painel ou apenas para algumas delas.

Os testes de cointegração em painel são essenciais para testar a existência de cointegração entre as séries temporais, uma vez que a relação de equilíbrio de longo prazo é estabelecida por meio da cointegração, fundamental para compreender o papel de descoberta de preços de longo prazo e a dinâmica de preços de curto prazo (Kumar & Shollapur, 2015).

Entre os testes mais importantes e relevantes, optou-se pelo estudo ensinado por Pedroni (2004), uma vez que representa um avanço significativo na análise de cointegração em dados de painel, abordando as particularidades da não estacionaridade e da heterogeneidade entre as unidades. O autor introduziu um conjunto de estatísticas de teste com o objetivo de verificar a hipótese nula de ausência de cointegração, adaptando-se especialmente para painéis com estruturas heterogêneas. Este estudo é amplamente utilizado em análises econométricas para examinar a existência de uma relação de longo prazo entre variáveis não estacionárias em painéis de dados, como em estudos de economia e finanças que utilizam dados de diversos países ou empresas.

Pedroni (2004), desenvolveu sete estatísticas de teste distintas para verificar a presença de cointegração em painéis, divididas em duas categorias principais: estatísticas de dentro do grupo e estatísticas entre os grupos. Sendo a estatísticas de dentro do grupo (Within-Dimension), onde as estatísticas consideram cada unidade do painel de forma independente, permitindo heterogeneidade na relação de cointegração entre as unidades. As estatísticas dentro do grupo incluem o Teste  $v$ : que é baseado na variância e testa se o termo de erro converge para zero ao longo do tempo, também apresenta o Teste  $\rho$  que mede a tendência de persistência do termo de erro, e o teste  $t$  (parametrizado e não parametrizado), que avalia a significância do termo de erro, tanto com quanto sem parametrização.

Enquanto que as estatísticas entre os grupos (Between-Dimension) trata-se de estatísticas que assumem uma estrutura comum de cointegração para todas as unidades do painel, possibilitando inferências sobre a relação de longo prazo considerando o painel como um todo. Esse grupo inclui o Teste  $\rho$  entre grupos, o Teste  $t$  entre grupos (parametrizado e não parametrizado) que avalia a significância do termo de erro de forma agregada para o painel. De maneira que cada uma dessas estatísticas é projetada para captar diferentes aspectos da persistência e convergência do termo de erro  $\epsilon_{it}$ , onde as estatísticas são calculadas com base nas séries temporais das variáveis do painel.

A metodologia de Pedroni permite a formulação de duas hipóteses alternativas: (1) a presença de cointegração em todas as unidades do painel, e (2) a presença de cointegração em apenas algumas das unidades do painel. Essa flexibilidade é uma das maiores vantagens do método de Pedroni, pois reconhece que as características econômicas e financeiras entre as unidades podem variar significativamente.

A equação básica que se utiliza na análise de cointegração de Pedroni:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi}x_{Mi,t} + e_{it} \quad \text{equação 11}$$

Onde:

$y_{it}$  é a variável dependente para a unidade  $i$  no tempo  $t$ ,

$\alpha_i$  é o intercepto específico para cada unidade,

$\delta_{it}$  é o termo de tendência específico para cada unidade,

$\beta_{1i}x_{1i,t}, \beta_{2i}x_{2i,t}, \dots, \beta_{Mi}x_{Mi,t}$  representam os  $M$  regressores, representa o vetor de variáveis explicativas,  $(X_{1i,t}, X_{2i,t}, \dots, X_{Mi,t})$  e seus respectivos coeficientes  $(\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi})$  para cada unidade  $i$ ,

$e_{it}$  é o termo de erro (resíduo).

### 3.7.1 Teste Panel V-Stat no Contexto de Cointegração de Pedroni (2004)

O teste Panel  $v$ -Statistic, proposto por Peter Pedroni, é uma das estatísticas utilizadas para verificar a existência de cointegração em dados em painel. Esse teste baseia-se na variância dos resíduos de uma regressão de cointegração, avaliando se as séries temporais compartilham uma tendência comum de longo prazo.

No contexto de cointegração, espera-se que, se as variáveis estão cointegradas, os resíduos da equação de cointegração sejam estacionários, e sua variância convirja para zero ao longo do tempo. O Panel  $v$ -Statistic é particularmente sensível a essa característica, sendo uma ferramenta útil para detectar relações de equilíbrio de longo prazo entre variáveis em diferentes unidades do painel.

Pedroni (2004) destaca que o Panel  $v$ -Statistic é uma das sete estatísticas que compõem seu conjunto de testes de cointegração para dados em painel, permitindo heterogeneidade nos coeficientes de cointegração e nos termos de erro entre as unidades do painel. Essas estatísticas são divididas em duas categorias: as que assumem coeficientes autorregressivos comuns (dentro da dimensão) e as que permitem coeficientes autorregressivos específicos para cada unidade (entre dimensões).

O Panel  $V$ -Stat é calculado a partir dos resíduos da equação de cointegração. Caso as variáveis sejam cointegradas, a soma cumulativa dos resíduos ao longo do tempo será pequena, indicando estacionaridade.

A fórmula do teste é expressa da seguinte forma:

$$V_{N,T} = \frac{1}{\sigma_e^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1})^2 \quad \text{Equação n 12}$$

Onde:

$N$  é o número de unidades no painel;

T é o número de períodos de tempo;

$\hat{\epsilon}_{it}$  são os resíduos estimados da equação de cointegração para cada unidade i e tempo t;

$\sigma_e^2$  é a variância dos resíduos.

O principal objetivo dessa fórmula é mensurar a persistência dos resíduos ao longo do tempo. Quanto mais altos forem os valores do Panel V-Stat indicam maior evidência de cointegração, enquanto valores baixos ou próximos de zero sugerem que os resíduos não são estacionários, logo, não há cointegração entre as variáveis.

Para calcular o Panel V-Stat, inicialmente, é necessário estimar a equação de cointegração para cada unidade do painel, por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários ((MQO), de onde são obtidos os resíduos  $\hat{\epsilon}_{it}$  de cada unidade e para cada período. A partir dos resíduos estimados, calcula-se a soma cumulativa dos resíduos ao longo do tempo para cada unidade do painel. Esta soma indica a magnitude dos resíduos acumulados.

Após calcular a soma cumulativa, os resíduos são normalizados pela variância  $\sigma_e^2$ , que é calculada a partir dos próprios resíduos estimados. Isso é necessário para garantir que as estatísticas possam ser comparadas adequadamente entre as diferentes unidades do painel, e finalmente, a soma cumulativa dos resíduos normalizados é agregada para todas as unidades do painel, gerando o valor final do Panel V-Stat.

Além disto, O Panel V-Stat pode ser calculado em duas dimensões principais, sendo dentro do grupo (Within-Dimension), onde a estatística é calculada considerando todas as unidades do painel, sob a suposição de que elas compartilham uma relação comum de cointegração. Neste caso, a soma dos quadrados dos resíduos é realizada para todas as unidades, e a variância total é calculada para todo o painel. Essa abordagem é mais adequada quando se presume que as unidades do painel são homogêneas e compartilham a mesma relação de cointegração.

Entre os grupos (Between-Dimension), o teste é realizado separadamente para cada unidade, e a média das estatísticas individuais é calculada. Esse método é apropriado quando se espera que as unidades do painel sejam heterogêneas, ou seja, que algumas unidades possam ser cointegradas enquanto outras não. Isso permite capturar a heterogeneidade nas relações de longo prazo entre as unidades do painel.

Após o cálculo do Panel V-Stat, o valor obtido é comparado com os valores críticos da distribuição normal padrão. Se o valor do teste for suficientemente negativo e diferente de zero, rejeitamos a hipótese nula de ausência de cointegração, o que sugere que as variáveis do

painel são cointegradas. Se o valor encontrado for próximo de zero ou positivo, a hipótese nula de ausência de cointegração não pode ser rejeitada, sugerindo que os resíduos não convergem para zero e que as variáveis não possuem uma relação de longo prazo.

### 3.7.2 Teste Panel rho-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni (2004)

O Panel rho-stat é utilizado para testar a hipótese nula de ausência de cointegração em dados de painel. Este teste é fundamental para verificar se os resíduos da equação de cointegração exibem comportamento não estacionário, indicando que as variáveis não possuem uma relação de longo prazo. Caso a hipótese nula seja rejeitada, os resíduos são considerados estacionários, o que sugere que as variáveis do painel são cointegradas.

O teste Panel rho-stat busca medir a persistência dos resíduos  $e_{it}$ , se esses resíduos forem altamente persistentes ao longo do tempo, eles não convergirão para zero, sugerindo a ausência de cointegração, caso os resíduos mostrarem uma tendência à convergência, isso indicará que as variáveis do painel são cointegradas. O cálculo do Panel rho-stat se baseia na soma acumulada dos resíduos da equação de cointegração e na verificação de sua persistência ao longo do tempo.

A estatística do Panel rho-stat é calculada da seguinte forma:

$$\rho_{N,T} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1} \hat{e}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2} \quad \text{equação 13}$$

Onde:

$N$  é o número de unidades no painel;

$T$  é o número de períodos de tempo;

$e_{it}$  são os resíduos estimados da equação de cointegração.

A fórmula avalia a relação entre os resíduos no período  $t$  e os resíduos defasados no período  $t-1$ . Se os resíduos forem fortemente persistentes (ou seja, se  $e_{it}$  for altamente correlacionado com  $e_{it-1}$ ), isso indica que a hipótese nula de ausência de cointegração não pode ser rejeitada. Assim como nos outros testes de Pedroni, a primeira etapa consiste em estimar a equação de cointegração para cada unidade do painel, realizado a partir do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a partir do qual os resíduos  $e_{it}$  são obtidos. Posteriormente, para cada unidade do painel, são calculadas as somas acumuladas dos resíduos  $\hat{e}_{it}$  e dos resíduos defasados  $e_{it-1}$ .

O numerador da fórmula consiste na soma dos produtos dos resíduos  $\hat{e}_{it-1} \hat{e}_{it}$  ao longo do tempo. O denominador, por sua vez, é a soma dos quadrados dos resíduos defasados  $\hat{e}_{it-1}^2$ ,

dessa maneira, o cálculo do Panel rho-stat é obtido pela razão entre o numerador e o denominador, o que nos dá uma medida da persistência dos resíduos ao longo do tempo.

Além disto, o Panel rho-stat pode ser calculado em duas dimensões principais, sendo dentro do grupo (*Within-Dimension*), considera uma relação de cointegração homogênea, onde a estatística é calculada assumindo que todas as unidades do painel compartilham a mesma relação de cointegração e neste de caso, a soma dos resíduos é realizada para todas as unidades, e a estatística de teste reflete a persistência dos resíduos considerando o painel como um todo.

Essa abordagem é apropriada quando se supõe que há uma relação comum de cointegração entre todas as unidades do painel. Enquanto que o cálculo estatístico entre os grupos (*Between-Dimension*), o teste é realizado separadamente para cada unidade, e a média das estatísticas individuais é calculada. A vantagem dessa abordagem é que ela permite capturar a heterogeneidade entre as unidades, ou seja, a possibilidade de que apenas algumas unidades sejam cointegradas. Esse método é preferível quando as unidades do painel são bastante heterogêneas e podem exibir diferentes relações de cointegração.

Desse modo, o valor obtido é comparado com os valores críticos da distribuição normal padrão, se a estatística for negativa e significativa, rejeita-se a hipótese nula, indicando que os resíduos são estacionários e, portanto, as variáveis são cointegradas. Caso o valor for próximo de zero ou positivo, a hipótese nula de ausência de cointegração não pode ser rejeitada, o que implica que os resíduos são altamente persistentes e que não há evidências de cointegração.

### **3.7.3 Teste Panel PP-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni (2004)**

O teste Panel PP-stat (Phillips-Perron) é uma das sete estatísticas de cointegração propostas por Pedroni para avaliar a existência de cointegração em dados de painel. O teste é essencialmente importante e relevante porque ajusta o problema de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos da equação de cointegração, sendo uma versão robusta do teste Panel rho-stat. A hipótese nula desse teste é a ausência de cointegração, ou seja, que as variáveis analisadas não possuem uma relação de longo prazo. Se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que há cointegração, indicando uma relação estável entre as variáveis.

No teste Panel PP-stat, o foco é a transformação dos resíduos por meio do ajuste de Phillips-Perron, que corrige a autocorrelação e a heterocedasticidade sem a necessidade de adicionar termos defasados, como é o caso do teste ADF. Esse ajuste proporciona uma

estatística robusta para avaliar a cointegração em dados de painel. Desse modo, a estatística do Panel PP-stat é calculada a partir dos resíduos da equação de cointegração, assim como no Panel rho-stat, porém com o ajuste de Phillips-Perron.

A fórmula geral é expressa como:

$$PP_{N,T} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1} \hat{e}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2} - \text{ajustes de Phillips - Perron} \quad \text{equação 14}$$

Onde:

N é o número de unidades no painel;

T é o número de períodos de tempo;

$e_{it}$  são os resíduos estimados da equação de cointegração

Os "ajustes de Phillips-Perron" têm o objetivo de corrigir a autocorrelação nos resíduos, sem a necessidade de incluir defasagens, o que torna o teste eficiente para grandes painéis. Neste teste, inicialmente, estima-se a equação de cointegração para cada unidade do painel utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários ((MQO), obtendo os resíduos  $e_{it}$ , e posteriormente, assim como no Panel rho-stat, são calculados os produtos  $\hat{e}_{it-1}\hat{e}_{it}$  e os quadrados  $\hat{e}_{it-1}^2$ .

Após deve-se aplicar os Ajustes de Phillips-Perron para ajuste não paramétrico que reduz a influência da autocorrelação sem a necessidade de defasagens extras, e por fim, o cálculo e o valor do Panel PP-stat é obtido dividindo a soma ajustada dos produtos dos resíduos defasados pelo quadrado dos resíduos, levando em consideração os ajustes de Phillips-Perron.

No entanto, o Panel PP-stat pode ser calculado em duas dimensões principais, dentro do grupo (*Within-Dimension*), e neste caso, a estatística é calculada para todas as unidades do painel, assumindo-se uma relação comum de cointegração entre as unidades. A soma dos resíduos é feita para todas as unidades, e o teste avalia a cointegração em todo o painel, como um grupo único, uma vez que essa abordagem é adequada quando se presume que todas as unidades do painel compartilham a mesma relação de cointegração.

Já a abordagem entre os grupos (*Between-Dimension*), o teste é realizado separadamente para cada unidade do painel, e a estatística final é a média dos valores individuais de cada unidade de maneira que este método permite capturar a heterogeneidade entre as unidades, ou seja, a possibilidade de que apenas algumas unidades sejam cointegradas. Essa dimensão é apropriada quando há suspeita de que as unidades têm diferentes relações de cointegração.

Após o cálculo da estatística Panel PP-stat, o valor obtido é comparado com os valores críticos da distribuição normal padrão. Se o valor calculado for negativo e significativamente diferente de zero, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração, sugerindo que as variáveis do painel têm uma relação de longo prazo (cointegração). Por outro lado, se o valor for próximo de zero ou positivo, não rejeita-se a hipótese nula, o que implica que as variáveis não são cointegradas.

### 3.7.4 Teste Panel ADF-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni (2004)

O Panel ADF-stat (Augmented Dickey-Fuller) é outra estatística importante proposta por Pedroni para testar cointegração em painéis de dados. Diferente do Panel PP-stat, que corrige os resíduos por meio do ajuste de Phillips-Perron, o Panel ADF-stat utiliza defasagens dos resíduos para lidar com o problema de autocorrelação.

O Panel ADF-stat é uma versão modificada do teste de Dickey-Fuller aumentado, aplicada aos resíduos da equação de cointegração. O objetivo do teste é verificar a estacionaridade dos resíduos, incluindo defasagens para lidar com a autocorrelação

A equação de cointegração utilizada neste teste é a mesma dos outros testes de Pedroni. No entanto, a estatística Panel ADF-stat é baseada na seguinte equação para os resíduos:

$$\Delta \hat{\epsilon}_{it} = \gamma_i \hat{\epsilon}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \theta_{ij} \Delta \hat{\epsilon}_{it-j} + v_{it} \quad \text{equação 15}$$

Onde:

$\Delta \hat{\epsilon}_{it}$  é a primeira diferença dos resíduos  $\hat{\epsilon}_{it}$ ;

$\hat{\epsilon}_{it-1}$  é o resíduo defasado;

$p$  é o número de defasagens incluídas para corrigir a autocorrelação;

$v_{it}$  é o termo de erro branco (não autocorrelacionado).

O coeficiente  $\gamma_i$  é o parâmetro-chave a ser estimado para cada unidade do painel, uma vez que ele indica se os resíduos são estacionários. Se  $\gamma_i$  for significativamente diferente de zero e negativo, isso sugere que os resíduos são estacionários, implicando na presença de cointegração. Por outro lado, se  $\gamma_i$  for próximo de zero ou positivo, não rejeitamos a hipótese nula de ausência de cointegração.

Para calcular as primeiras diferenças  $\Delta \hat{\epsilon}_{it}$  dos resíduos nas defasagens  $\hat{\epsilon}_{it-1}$  e nos termos defasados  $\Delta \hat{\epsilon}_{it-j}$ , o número de defasagens  $p$  é escolhido com base em critérios de seleção de modelo, como o critério de informação de Akaike (AIC) ou o critério de Schwarz

(BIC), que buscam balancear a inclusão de defasagens suficientes para corrigir a autocorrelação sem superestimar o modelo.

A equação ADF para cada unidade do painel é então estimada como:

$$\Delta \hat{\epsilon}_{it} = \gamma_i \hat{\epsilon}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \theta_{ij} \Delta \hat{\epsilon}_{it-j} + v_{it} \quad \text{equação 16}$$

Esse processo é repetido para todas as unidades do painel, resultando em uma série de coeficientes  $\gamma_i$  que serão usados para testar a hipótese de cointegração. A partir da estimação da equação ADF, o próximo passo é testar a significância dos coeficientes  $\gamma_i$ , assim o valor estimado de  $\gamma_i$  é comparado com seu erro-padrão, e o teste de significância é realizado para determinar se o coeficiente é estatisticamente diferente de zero. Assim, se  $\gamma_i$  for negativo e significativamente diferente de zero, podemos rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração, sugerindo que os resíduos são estacionários e que as variáveis são cointegradas. Se  $\gamma_i$  for próximo de zero ou positivo, a hipótese nula não pode ser rejeitada, indicando que os resíduos não são estacionários e que as variáveis não exibem uma relação de longo prazo.

Para obter uma medida agregada de cointegração em todo o painel, as estatísticas  $\gamma_i$  estimadas para cada unidade são combinadas. Isso pode ser feito de duas maneiras: A primeira a estatística de dentro do grupo (*Within-Dimension*), onde a média ponderada dos coeficientes  $\gamma_i$  é calculada, considerando todas as unidades do painel. Esse procedimento dá igual peso a cada unidade, permitindo avaliar se as variáveis no painel, como um todo, são cointegradas.

A segunda maneira estatística de entre os grupos (*Between-Dimension*) que ao invés de combinar os coeficientes  $\gamma_i$ , as estatísticas do teste são calculadas separadamente para cada unidade e, em seguida, a média dos valores individuais é calculada. Esse método permite heterogeneidade entre as unidades do painel, capturando a cointegração em apenas algumas delas.

Depois de calcular a estatística de painel agregada, o próximo passo é comparar o valor obtido com os valores críticos da distribuição normal padrão. Se o valor da estatística for negativo e significativamente diferente de zero, rejeitamos a hipótese nula de ausência de cointegração, indicando que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. Enquanto que se o valor for positivo ou próximo de zero, a hipótese nula não pode ser rejeitada, sugerindo que não há cointegração.

### 3.7.5 Teste Group rho-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni (2004)

O teste Group rho-stat de Pedroni é uma das estatísticas de cointegração aplicadas a dados de painel, permitindo verificar a persistência dos resíduos em cada unidade do painel de forma individual. Ele é parte de um conjunto de testes voltados para analisar a cointegração em dados não estacionários. O Group rho-stat difere das estatísticas dentro do grupo, pois avalia as unidades de forma independente, permitindo capturar a heterogeneidade entre as unidades do painel. Este capítulo descreve detalhadamente o procedimento para o cálculo do Group rho-stat, suas dimensões e a interpretação dos resultados.

O primeiro passo para calcular o Group rho-stat é a estimação da equação de cointegração para cada unidade do painel, que descreve a relação de longo prazo entre a variável dependente e as variáveis explicativas. Assim, a hipótese nula do teste é que os resíduos  $e_{it}$  não são estacionários, o que implica que as variáveis não possuem uma relação de longo prazo. Por esse motivo o teste Group rho-stat possui como objetivo medir a persistência dos resíduos para cada unidade do painel de forma independente, permitindo verificar a cointegração em cada unidade.

Após a estimação da equação de cointegração, os resíduos  $e_{it}$  são obtidos para cada unidade e para cada período, uma vez que o cálculo do Group rho-stat envolve a soma dos produtos entre os resíduos  $e_{it}$  e seus valores defasados  $e_{it-1}$ , bem como a soma dos quadrados dos resíduos defasados  $\hat{e}_{it-1}^2$ . Esses valores são utilizados para calcular a estatística de teste, que reflete a correlação entre os resíduos e suas defasagens.

A fórmula geral do Group rho-stat é expressa como:

$$\rho_i = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1} \hat{e}_{it}}{\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2} \quad \text{Equação 17}$$

Onde:

$T$  é o número de períodos de tempo,

$e_{it-1}$  são os resíduos defasados da equação de cointegração para a unidade  $i$  no tempo  $t$ ,

$e_{it}$  são os resíduos no tempo  $t$ ,

O denominador representa a soma dos quadrados dos resíduos defasados  $\hat{e}_{it-1}^2$

O numerador é a soma dos produtos  $e_{it-1} e_{it}$

No teste Group rho-stat, cada unidade do painel é testada de forma independente, ou seja, a persistência dos resíduos é avaliada para cada unidade separadamente a fim de verificar se os resíduos de cada unidade são estacionários, o que indicaria cointegração nessa unidade

específica. O Group rho-stat adota uma abordagem entre os grupos (between-dimension), o que significa que as estatísticas são calculadas separadamente para cada unidade do painel e, posteriormente, a média das estatísticas individuais é considerada para avaliar a cointegração no painel como um todo. Essa abordagem é especialmente útil em painéis heterogêneos, onde se espera que algumas unidades possam ser cointegradas, enquanto outras não.

O teste Group rho-stat é realizado para cada unidade do painel de forma independente. Isso significa que, para cada unidade  $i$ , calculamos a estatística  $\rho_i$  que reflete a persistência dos resíduos dessa unidade. Após o cálculo das estatísticas individuais para todas as unidades do painel, a média das estatísticas  $\rho_i$  é calculada oferecendo uma visão agregada da cointegração entre as unidades, capturando a heterogeneidade no painel.

Assim, após o cálculo do Group rho-stat, o valor obtido para cada unidade e a média agregada são comparados com os valores críticos da distribuição normal padrão, e se o resultado apresentar o valor for negativo e significativamente diferente de zero, a hipótese nula de ausência de cointegração é rejeitada, sugerindo que os resíduos da unidade específica são estacionários e que as variáveis dessa unidade são cointegradas. Caso o resultado do valor for próximo de zero ou positivo, a hipótese nula de ausência de cointegração não pode ser rejeitada, sugerindo que os resíduos são altamente persistentes e que as variáveis não possuem uma relação de longo prazo.

### **3.7.6 Teste Group PP-stat no contexto de Cointegração de Pedroni (2004)**

O teste Group PP-stat (Phillips-Perron) de Pedroni é uma das sete estatísticas usadas para verificar a cointegração em dados de painel, particularmente eficaz para lidar com heterogeneidade entre as unidades e problemas de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos. O teste permite testar a cointegração de cada unidade individualmente, utilizando a abordagem entre os grupos (between-dimension), o que o torna ideal para painéis heterogêneos, onde as unidades podem exibir diferentes dinâmicas de cointegração.

A primeira etapa para o cálculo do Group PP-stat é a estimação da equação de cointegração para cada unidade do painel. A equação de cointegração descreve a relação de longo prazo entre a variável dependente e as variáveis explicativas, sendo estimada usando o método de Mínimos Quadrados Ordinários ((MQO).

O teste de cointegração visa verificar se os resíduos  $e_{it}$  são estacionários. Se os resíduos forem não estacionários, a hipótese nula de ausência de cointegração não pode ser rejeitada. O Group PP-stat é especialmente útil por realizar correções para autocorrelação e

heterocedasticidade nos resíduos, tornando o teste robusto para grandes painéis com estruturas complexas de erros.

Após a estimação da equação de cointegração, os resíduos  $e_{it}$  são obtidos para cada unidade e para cada período. Dessa maneira o cálculo do Group PP-stat envolve os resíduos defasados  $e_{it-1}$  e os produtos entre os resíduos  $e_{it}$  e seus valores defasados  $e_{it-1}$ , assim como a soma dos quadrados dos resíduos defasados  $\hat{e}_{it-1}^2$ .

O teste Group PP-stat utiliza ajustes não paramétricos conforme propostos por Phillips e Perron com a finalidade de corrigir problemas de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos. Se diferencia do Group ADF-stat, que utiliza defasagens para corrigir a autocorrelação, assim o Group PP-stat aplica um ajuste direto nos resíduos sem a necessidade de adicionar defasagens, tornando o cálculo eficiente em painéis grandes.

A fórmula geral do Group PP-stat é dada por:

$$PPi = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1} \hat{e}_{it}}{\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2} - \text{ajustes de Phillips - Perron} \quad \text{equação 18}$$

Onde:

$T$  é o número de períodos de tempo;

$e_{it}$  são os resíduos no tempo  $t$ ,

$e_{it-1}$  são os resíduos defasados da equação de cointegração para a unidade  $i$ ;

O denominador representa a soma dos quadrados dos resíduos defasados  $\hat{e}_{it-1}^2$ ;

O numerador é a soma dos produtos  $e_{it-1} e_{it}$ ;

O termo "ajustes de Phillips-Perron" corrige a autocorrelação nos resíduos.

O Group PP-stat adota a abordagem entre os grupos (between-dimension), o que significa que o teste é realizado separadamente para cada unidade do painel e cada unidade recebe sua própria estatística de teste, que é baseada exclusivamente nos resíduos daquela unidade, refletindo a persistência dos resíduos ao longo do tempo. Essa abordagem permite que o teste capture a heterogeneidade entre as unidades do painel. Uma vez que as unidades diferentes podem ter relações de longo prazo distintas entre as variáveis, e o Group PP-stat é adequado para identificar cointegração em algumas unidades, mesmo que outras não apresentem a mesma dinâmica.

O teste Group PP-stat é realizado para cada unidade de forma independente, gerando uma estatística  $PPi$  para cada unidade  $i$ . Isso permite verificar a presença de cointegração em cada unidade individualmente. Após o cálculo das estatísticas para todas as unidades do painel, a média das estatísticas individuais pode ser utilizada para fornecer uma visão

agregada do comportamento das unidades, capturando a cointegração em painéis heterogêneos.

Diante deste contexto, os resultados com valores próximos de zero ou positivos indicam que os resíduos são altamente persistentes, o que sugere que a hipótese nula de ausência de cointegração não pode ser rejeitada para a unidade em questão. Nesse caso, as variáveis da unidade não são cointegradas. Quando os resultados apresentarem valores negativos e significativamente diferentes de zero indicam que os resíduos são estacionários e que as variáveis da unidade em análise são cointegradas. A hipótese nula de ausência de cointegração é rejeitada para essa unidade.

### 3.7.7 Teste Group ADF-stat no Contexto de Cointegração de Pedroni (2004)

O teste Group ADF-stat (Augmented Dickey-Fuller) de Pedroni é uma das estatísticas usadas para testar a cointegração em dados de painel, sendo particularmente eficiente em lidar com a heterogeneidade entre as unidades do painel e autocorrelação nos resíduos. Ao contrário do Group PP-stat, que utiliza ajustes de Phillips-Perron, o Group ADF-stat corrige a autocorrelação nos resíduos adicionando termos defasados diretamente no modelo, uma abordagem paramétrica.

Para calcular o Group ADF-stat, inicialmente é necessário estimar a equação de cointegração para cada unidade do painel, descrevendo a relação de longo prazo entre a variável dependente e as variáveis explicativas. O objetivo do teste é verificar se os resíduos  $e_{it}$  são estacionários. Para a hipótese nula é que os resíduos não são estacionários, o que implica a ausência de cointegração entre as variáveis. O Group ADF-stat corrige a autocorrelação nos resíduos utilizando defasagens.

Para realizar o cálculo das defasagens dos resíduos e primeiras diferenças, depois de estimar a equação de cointegração, os resíduos  $e_{it}$  são obtidos para cada unidade do painel. No teste Group ADF-stat, a autocorrelação nos resíduos é corrigida adicionando-se defasagens dos resíduos e calculando as primeiras diferenças.

A equação ADF para o teste é dada por:

$$\Delta \hat{e}_{it} = \gamma_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \theta_{ij} \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{it} \quad \text{equação 19}$$

Onde:

$\Delta \hat{e}_{it}$  é a primeira diferença dos resíduos  $\hat{e}_{it}$ ;

$\hat{e}_{it-1}$  é o resíduo defasado;

$p$  é o número de defasagens incluídas para corrigir a autocorrelação;

$\theta_{ij}$  são os coeficientes das defasagens das primeiras diferenças  $\Delta\hat{\epsilon}_{it-j}$

$v_{it}$  é o termo de erro branco (não autocorrelacionado).

A primeira diferença dos resíduos  $\Delta\hat{\epsilon}_{it} = \hat{\epsilon}_{it} - \hat{\epsilon}_{it-1}$  é calculada para capturar a dinâmica temporal dos resíduos e evitar problemas de autocorrelação. A escolha do número de defasagens  $p$  pode ser feita com base em critérios de seleção de modelos, como o critério de Akaike (AIC) ou o critério de Schwarz (BIC).

Uma vez calculadas as defasagens e as primeiras diferenças dos resíduos, a equação ADF é estimada para cada unidade do painel. Isso envolve regressar as primeiras diferenças dos resíduos  $\Delta\hat{\epsilon}_{it}$  sobre as defasagens  $\hat{\epsilon}_{it-1}$  e os termos defasados  $\Delta\hat{\epsilon}_{it-j}$ . O coeficiente  $\gamma_i$  é o parâmetro-chave a ser estimado, pois ele determina se os resíduos são estacionários ou não.

No entanto, o Group ADF-stat adota a abordagem entre os grupos (between-dimension), o que significa que o teste é realizado separadamente para cada unidade do painel permitindo que cada unidade seja analisada de forma independente, refletindo a heterogeneidade do painel. Neste modelo o cálculo individual para cada unidade a estatística de teste  $\gamma_i$  é estimada separadamente para cada unidade  $i$ , refletindo a dinâmica específica dos resíduos dessa unidade. Isso permite capturar a heterogeneidade entre as unidades e verificar se algumas unidades exibem cointegração, enquanto outras podem não exibir. Após o cálculo das estatísticas individuais, a média dos coeficientes  $\gamma_i$  pode ser calculada para fornecer uma visão agregada da cointegração no painel, capturando a possibilidade de cointegração em algumas unidades, mesmo que outras não exibam essa relação.

O valor de  $\gamma_i$  reflete a tendência dos resíduos de uma unidade se tornar estacionários ao longo do tempo, desse modo os resultados com valores negativos e significativamente diferentes de zero indicam que os resíduos são estacionários e que as variáveis da unidade são cointegradas. Nesse caso, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração para essa unidade. Quando os resultados apresentarem valores próximos de zero ou positivos significa que os resíduos são altamente persistentes e não estacionários, sugerindo que a hipótese nula de ausência de cointegração não pode ser rejeitada. Isso implica que as variáveis dessa unidade não possuem uma relação de longo prazo.

### 3.8 Teste de Causalidade de Toda e Yamamoto

O teste de causalidade desenvolvido por Hiro Y. Toda e Taku Yamamoto, apresentado no ano de 1995, oferece uma abordagem robusta para a análise de causalidade em séries temporais. Ele é particularmente útil porque supera as limitações tradicionais dos testes de

causalidade de Granger, que exigem que as séries temporais sejam estacionárias ou cointegradas para serem válidas. Toda e Yamamoto (1995) propuseram um método que permite testar a causalidade em séries temporais sem a necessidade de pré-testes para determinar a ordem de integração ou a cointegração das variáveis, o que reduz o risco de erros de especificação.

Com o objetivo de investigar se há causalidade entre o preço à vista e preço futuro das commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo), foi aplicado o teste de causalidade de Granger na versão adaptada por Toda e Yamamoto (1995). Esse método envolve um teste de Wald modificado (MWALD), no qual se testam restrições nos parâmetros de um modelo VAR.

O teste é realizado diretamente sobre os estimadores de mínimos quadrados de um VAR ampliado em níveis. Os autores mostraram que, em sistemas integrados ou cointegrados, o teste de Wald para restrições lineares nos parâmetros de um VAR ( $z$ ) segue uma distribuição assintótica qui-quadrado ( $\chi^2$ ), mesmo na presença de não estacionaridade no sistema, desde que seja estimado um VAR ( $z + e_{max}$ ), onde  $e_{max}$  é a ordem máxima de integração das séries. O teste de restrições de Wald para a hipótese de ausência de causalidade de Granger é aplicado nos primeiros  $z$  coeficientes, sendo que os últimos  $e_{max}$  coeficientes não são considerados (Marquetti; Koshiyama; Alencastro, 2009). Essas defasagens adicionais são necessárias para garantir que a estatística do teste siga uma distribuição qui-quadrado ( $\chi^2$ ).

O teste de causalidade de Toda e Yamamoto (1995) tem como objetivo determinar se uma variável causa outra no sentido de Granger, mas sem a necessidade de verificar a estacionaridade das séries temporais envolvidas. O teste é uma extensão do método clássico de Granger e busca solucionar problemas relacionados à exigência de estacionaridade ou cointegração, permitindo a aplicação do teste em séries não estacionárias ou cointegradas sem a necessidade de transformá-las. O método permite, portanto, realizar a análise de causalidade mesmo quando as séries temporais são integradas de diferentes ordens (I(0), I(1), ou quando há incerteza sobre a ordem de integração.

Estudos que abordam o conceito de causalidade têm se mostrado fundamentais para entender as relações entre diferentes fatores econômicos, estando por isso amplamente documentado na literatura. Essa importância levou ao desenvolvimento de várias definições de causalidade (Murakami, 2011).

É importante destacar que, inicialmente, Granger (1969) formulou uma definição geral de causalidade, afirmando que, ao considerar todas as informações disponíveis de uma variável até o período  $t$ ,  $Y_t$  causa  $X_{t+1}$  se, para algum  $A$ , ocorre que:

$$Pr(X_{t+1} \in A | \Omega_t) \neq Pr(X_{t+1} \in A | \Omega_t - Y_t) \quad \text{equação 20}$$

Ou seja, existe causalidade de  $Y_t$  sobre  $X_{t+1}$  se a probabilidade de ocorrência é alterada ao incluir toda a informação disponível menos  $Y_t$ . A definição de causalidade de Granger baseia-se na ideia de precedência temporal: se uma variável  $Y$  causa uma variável  $X$ , então  $Y$  deve ocorrer antes de  $X$ , de modo que  $X$  pode ser previsto de forma mais precisa ao considerar os valores passados de  $Y$  (Wooldridge, 2006).

O teste de causalidade de Granger é fundamentado nas seguintes equações:

$$P_{it} = \sum \alpha_i P_{t-k}^* + \sum \beta_j P_{t-j} + \mu_{1t} \quad \text{equação 21}$$

$$P_{it}^* = \sum \lambda_i P_{t-k}^* + \sum \delta_j P_{t-j} + \mu_{2t} \quad \text{equação 22}$$

Em que  $P_{it}$  e  $P_{it}^*$  representam os preços doméstico e internacional do produto  $i$  no tempo  $t$ ;  $P_{it-j}$  corresponde ao preço doméstico com defasagem de  $j$  períodos, e  $P_{it-k}^*$  aos preços internacionais com defasagem de  $k$  períodos. Além disso, assume-se que  $\mu_{1t}$  e  $\mu_{2t}$  são não correlacionados e que o teste de causalidade é realizado em séries estacionárias.

De acordo com Stock e Watson (2004), os possíveis resultados são:

Causalidade unidirecional de  $P_{it}^*$  para  $P_{it}$ : será indicada se os coeficientes estimados das defasagens de  $P$  foram estatisticamente diferentes de zero como grupo e o conjunto de coeficientes estimados não for estatisticamente diferente de zero;

Causalidade unidirecional de  $P_{it}$  para  $P_{it}^*$ : se o conjunto de coeficientes defasados não é estatisticamente diferente de zero e o conjunto dos coeficientes é estatisticamente diferente de zero;

Causalidade bilateral: será sugerido quando os conjuntos dos coeficientes forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões;

Independência: ocorrerá quando os conjuntos de coeficientes não forem estatisticamente significativos em nenhuma das regressões.

Dessa forma, o teste de causalidade de Granger baseia-se em valores correntes e passados das variáveis. De acordo com Engle e Granger (1987), para a realização desse teste todas as variáveis devem ser estacionárias, ou os coeficientes de interesse multiplicam variáveis estacionárias.

Já a estatística Wald individual tem uma distribuição assintótica se é não singular. Se as variáveis de processo VAR são estacionárias, os estimadores (MQO), e a estatística Wald são válidos. Se, no entanto, as variáveis contêm raízes unitárias, então a estatística de Wald com base em estimativa de MQO no modelo VAR em nível tem distribuições assintóticas não padrão que podem envolver parâmetros não significativos. O teste de causalidade de Granger, portanto, não é válido para as variáveis não estacionárias (Emirmahmutoglu; Kose, 2011)

Para evitar esse problema, Toda e Yamamoto (1995) propuseram uma abordagem alternativa simples para restrições de coeficiente de testes de um modelo VAR em nível. Em outras palavras, esse teste realiza um procedimento interessante que requer a estimação de um VAR aumentado, o que garante a distribuição assintótica da estatística de Wald ( $X^2$   $X^2$  distribuição assintótica), uma vez que o procedimento de teste é robusto para as propriedades de integração e cointegração do processo (Alimi; Ofonyelu, 2013).

Assim, o teste de causalidade proposto por Toda e Yamamoto (1995) pode ser aplicado a uma série não estacionária. Esta metodologia permite determinar a direção da causalidade entre os mercados analisados. Toda e Yamamoto (1995) afirmam que, se a ordem máxima da integração da série ( $d_{-max}$ ) é adicionada ao modelo de Granger (1969), ele pode ser aplicado para o nível de série não estacionária e fornecer estimativas válidas.

O modelo para testar a causalidade consiste nas seguintes formulações:

$$X_t = c_1 + \sum_{j=1}^{k+d} \alpha_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \beta_{1j} Y_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad \text{equação 23}$$

$$Y_t = c_2 + \sum_{j=1}^{k+d} \alpha_{2j} Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \beta_{2j} X_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad \text{equação 24}$$

Em que C1 e C2 são as constantes, k é a melhor ordem do vetor autorregressivo (VAR) do modelo, Y e X são uma série de não estacionária,  $\epsilon_{1t}$   $\epsilon_{1t}$  e  $\epsilon_{2t}$   $\epsilon_{2t}$  são ruído branco. Desse modo, Y causa X se  $\beta_{1j}$   $\beta_{1j}$  não forem conjuntamente iguais a zero. Da mesma forma, X causa Y se  $\beta_{2j}$   $\beta_{2j}$  não foram conjuntamente iguais a zero. Os testes sobre os coeficientes são obtidos por um teste de Wald padrão (Sulku, 2011).

De acordo com Fochezatto, Koshiyama e Alencastro (2010), a aplicação do teste de Toda e Yamamoto requer três etapas principais. A primeira etapa consiste em definir o número ideal de defasagens (z) e a ordem máxima de integração do sistema (e). Em seguida, é estimado um VAR em níveis, utilizando um total de (z + e) defasagens, conforme ilustrado nas equações a seguir.

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^z \beta_{1i} Y_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{1j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{1i} X_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{1j} X_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad \text{equação 25}$$

$$X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^z \beta_{2i} Y_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{2i} X_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{2j} X_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad \text{equação 26}$$

Após esses procedimentos, o terceiro passo envolve a aplicação de um teste de restrições de Wald nos primeiros coeficientes para verificar a hipótese de não causalidade. O resultado indicará a existência de causalidade unidirecional de X para Y se a hipótese  $H_0 : \gamma_{1i} = 0$  for rejeitada, enquanto a hipótese  $H_0 : \beta_{2i} = 0$  não for rejeitada. Da mesma forma, haverá causalidade unidirecional de Y para X se a hipótese  $H_0 : \beta_{2i} = 0$  for rejeitada e a hipótese  $H_0 : \gamma_{1i} = 0$  não for rejeitada.

## 4 RESULTADOS

Este capítulo tem a finalidade de fornecer uma compreensão abrangente das características fundamentais dos dados referente as séries temporais dos preços futuros e dos preços à vista das commodities ao longo do tempo.

### 4.1 Análise Gráfica das Séries Temporais das *Commodity*

A análise gráfica das séries temporais dos preços futuros e dos preços à vista das commodities milho, soja, café arábica e boi gordo analisadas a fim de compreender as tendências, padrões, e a relação entre os diferentes mercados ao longo do período estudado.

#### 4.1.1 Análise Gráfica da *Commodity* Milho

A Figura 1 apresenta o gráfico que demonstra a comparação entre os preços futuros e os preços à vista da *commodity* Milho revela uma correlação clara e significativa entre as duas séries temporais ao longo do período estudado.

Figura 1: Apresenta a comparação entre os preços à vista e preço futuro da *Commodity* Milho referente ao período de 01 de dezembro de 2016 a 31 de maio de 2024.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Observa-se que ambos os mercados, à vista e futuro, seguem padrões semelhantes, o que sugere uma forte interconexão e interdependência, como é esperado em mercados financeiros onde os preços futuros muitas vezes refletem as expectativas em relação ao comportamento dos preços à vista. Entretanto, apesar dessa correlação, há momentos de

divergência notáveis, especialmente entre os anos de 2020 e 2022, onde as variações nos preços futuros são mais pronunciadas do que nos preços à vista.

Esses períodos de divergência podem indicar mudanças nas expectativas de mercado ou variações na percepção de risco que afetam intensamente o mercado futuro do que o mercado à vista. A análise também destaca a volatilidade distinta entre os dois mercados, notavelmente, os preços futuros demonstram maior volatilidade em períodos de incerteza, sugerindo que o mercado futuro é mais sensível a alterações nas expectativas econômicas, eventos geopolíticos ou fatores de risco específicos. Esta maior volatilidade pode ser atribuída ao fato de que os contratos futuros são frequentemente usados para especulação e hedge, levando a reações rápidas e acentuadas às mudanças de mercado.

Além disso, é possível identificar um período de estabilização dos preços após 2023, com ambos os mercados exibindo menos volatilidade em comparação aos anos anteriores. Essa estabilização pode indicar uma normalização das expectativas de mercado ou uma adaptação às novas condições econômicas após um período de alta volatilidade. Esse comportamento pode ser reflexo de uma série de fatores, incluindo a implementação de políticas econômicas que estabilizam os mercados ou a mitigação de eventos externos que anteriormente causavam incertezas significativas.

No contexto da descoberta de preços, o gráfico sugere que os preços futuros desempenham um papel crucial, especialmente durante períodos de alta volatilidade, ao refletir as expectativas dos agentes de mercado sobre o comportamento futuro dos preços à vista. No entanto, as divergências entre os dois mercados também indicam que o mercado à vista tem uma influência significativa nos preços futuros em longo prazo. Assim, a interação entre os dois mercados parece ser complexa, com cada um desempenhando um papel distinto, mas inter-relacionado, na formação de preços.

#### **4.1.2 Análise Gráfica da *Commodity* Soja**

A Figura 2 demonstra o gráfico referente ao comparativo entre os preços futuros e os preços à vista da *commodity* soja revela uma dinâmica complexa e interconectada entre esses dois mercados ao longo do período analisado.

Figura 2: Apresenta a comparação entre os preços à vista e preço futuro da Commodity Soja referente ao período de 01 de dezembro de 2016 a 31 de maio de 2024.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Verifica-se uma forte correlação entre as duas séries temporais, com os preços futuros e os preços à vista seguindo padrões similares. No entanto, essa correlação não é perfeita, e surgem divergências significativas em determinados períodos, especialmente durante fases de maior volatilidade no mercado. No período inicial, entre 2017 e 2019, tanto os preços futuros quanto os preços à vista apresentam uma estabilidade relativa, com flutuações de baixa amplitude. Durante esse tempo, as duas séries mantêm uma relação próxima, o que sugere que as expectativas de mercado estavam bem alinhadas com as condições observadas. A ligeira tendência dos preços futuros a permanecerem abaixo dos preços à vista pode refletir uma visão conservadora do mercado em relação às expectativas de longo prazo ou uma menor especulação.

A partir de 2020, o gráfico indica um aumento acentuado na volatilidade, com ambos os mercados exibindo grandes oscilações. Este período de alta volatilidade coincide com eventos que possivelmente influenciaram a oferta e demanda de soja, como mudanças econômicas globais, tensões geopolíticas ou condições climáticas adversas que afetaram a produção. Notavelmente, os preços futuros registram picos mais pronunciados do que os preços à vista, sugerindo que o mercado futuro estava reagindo de forma intensa às expectativas de escassez ou flutuações na demanda. Este comportamento reflete a natureza especulativa do mercado futuro, que tende a antecipar e amplificar as reações às incertezas do mercado.

Em 2021, ambos os mercados atingem um pico significativo, seguido por uma correção expressiva. Durante este pico, os preços à vista se mantêm em níveis elevados, ligeiramente acima dos preços futuros, o que pode indicar que, naquele momento, as pressões de demanda imediata no mercado físico de soja estavam dominando as expectativas futuras. A subsequente queda nos preços sugere uma correção do mercado, possivelmente resultante da normalização das condições que anteriormente haviam gerado incertezas extremas.

No período de 2022 a 2024, observa-se uma estabilização relativa dos preços. Embora ainda haja flutuações, as oscilações são menos acentuadas comparadas aos períodos anteriores, indicando que os mercados estão se ajustando a um novo equilíbrio. A correlação entre os preços futuros e à vista permanece alta, mas pequenas divergências ainda ocorrem, refletindo ajustes contínuos do mercado às condições de oferta e demanda, bem como às expectativas futuras. Em síntese, o gráfico demonstra que os preços futuros e à vista da soja são fortemente correlacionados, mas reagem de forma diferenciada durante períodos de alta volatilidade. O mercado futuro, em particular, mostra-se sensível às expectativas e às incertezas, o que se reflete em suas oscilações pronunciadas. Por outro lado, o mercado à vista tende a refletir de maneira direta as condições imediatas do mercado físico de soja.

#### 4.1.3 Análise Gráfica da *Commodity* Café Arábica

A Figura 3 apresenta o gráfico que compara os preços futuros e os preços à vista da *commodity* café arábica ao longo do período analisado revela uma relação intrinsecamente ligada entre esses dois mercados, embora com variações significativas em determinados momentos.

A Figura 3: Apresenta a comparação entre os preços à vista e preço futuro da *Commodity* Café Arábica referente ao período de 01 de dezembro de 2016 a 31 de maio de 2024.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

De modo geral, observa-se que os preços futuros e os preços à vista tendem a seguir tendências similares, refletindo a forte correlação entre as expectativas de longo prazo do mercado e as condições imediatas do mercado físico. No entanto, essa correlação apresenta flutuações em intensidade, especialmente em períodos de maior volatilidade, evidenciando as complexas dinâmicas de precificação no mercado de café arábica.

Entre 2017 e 2019, tanto os preços futuros quanto os preços à vista experimentaram uma tendência de queda, com os preços futuros consistentemente mais altos do que os preços à vista. Esse comportamento pode ser explicado pelos custos de armazenamento e pelo prêmio de risco que geralmente é incorporado nos contratos futuros. A queda contínua dos preços durante esse período sugere um excesso de oferta ou uma demanda fraca, possivelmente influenciada por fatores como boas colheitas, condições climáticas favoráveis, ou uma redução na demanda global.

A partir de 2020, o gráfico indica uma mudança substancial na dinâmica dos preços, com ambos os mercados iniciando uma recuperação acentuada e esse período é marcado por uma volatilidade crescente, especialmente nos preços futuros, que mostram oscilações amplas em comparação aos preços à vista. Essa volatilidade pode estar ligada a incertezas no mercado, como impactos climáticos adversos nas regiões produtoras, tensões comerciais, ou flutuações na demanda global, que tendem a ser capturadas de forma imediata e exacerbada pelo mercado futuro.

O ano de 2021, em particular, é marcado por um pico pronunciado nos preços, onde os preços futuros superam significativamente os preços à vista. Isso sugere que o mercado futuro estava precificando uma possível escassez ou um risco elevado de fornecimento, refletindo uma forte especulação ou uma antecipação de dificuldades no abastecimento de café arábica.

Após o pico de 2021, ocorre uma correção nos preços, com o gráfico mostrando uma convergência gradual entre os preços futuros e à vista, indicando uma normalização das expectativas de mercado, embora o processo não seja linear, com flutuações contínuas, ainda que menos intensas do que as observadas durante o período de maior volatilidade.

Entre 2022 e 2024, os preços tendem a se estabilizar, mas ainda mostram momentos de divergência, especialmente em 2023, quando os preços futuros apresentam uma queda acentuada do que os preços à vista, antes de ambos os mercados iniciarem outra fase de recuperação.

Essas observações sugerem que, embora os mercados futuros e à vista de café arábica sejam fortemente correlacionados, as respostas às condições de mercado podem diferir dependendo do horizonte temporal e do tipo de incerteza presente.

#### 4.1.4 Análise Gráfica da *Commodity* Boi Gordo

A Figura 4 demonstra o gráfico que compara os preços futuros e à vista ao longo do período analisado oferece uma visão detalhada das dinâmicas entre esses dois mercados para a *commodity* observada.

Figura 4: Apresenta a comparação entre os preços à vista e preço futuro da *Commodity* Boi Gordo referente ao período de 01 de dezembro de 2016 a 31 de maio de 2024.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

A trajetória dos preços ao longo do tempo evidencia uma forte correlação entre os mercados futuro e à vista, embora essa correlação não seja constante, apresentando variações em períodos de maior volatilidade. Assim é possível observar que entre 2017 e 2019, os preços futuros e à vista mantiveram uma trajetória relativamente estável, com leves oscilações. Durante esse período, os preços futuros tendem a se manter um pouco acima dos preços à vista. Esse comportamento sugere que, nesse intervalo, o mercado operava em um estado de relativo equilíbrio, sem grandes choques externos que pudessem alterar drasticamente a oferta ou a demanda.

No final de 2019 e início de 2020, o gráfico mostra uma mudança significativa, com os preços futuros e à vista começando uma ascensão acentuada. Esse movimento sugere uma reação conjunta dos mercados a mudanças nas condições econômicas ou eventos específicos que impactaram a oferta e a demanda da *commodity*. A convergência próxima entre os preços

futuros e à vista durante este período pode indicar uma maior sincronização entre as expectativas de longo prazo e as condições imediatas do mercado, possivelmente devido a eventos como mudanças nas políticas comerciais, variações na produção, ou alterações na demanda global.

O ano de 2021 se destaca como um período de extrema volatilidade, onde o gráfico revela um pico expressivo nos preços, especialmente nos preços futuros, que ultrapassam os preços à vista de maneira pronunciada. Essa divergência é indicativa de uma intensificação da especulação ou de expectativas de escassez significativa no futuro, refletindo um ambiente de incertezas elevadas. O fato de os preços futuros apresentarem flutuações amplas sugere que o mercado futuro estava particularmente sensível às expectativas de longo prazo, possivelmente exagerando as percepções de risco ou escassez iminente.

Após o pico de 2021, observa-se uma correção significativa nos preços, tanto futuros quanto à vista, seguida por um período de estabilização, esta fase de correção indica que o mercado começou a ajustar suas expectativas, levando em consideração as condições reais de oferta e demanda. Embora as oscilações nos preços futuros continuem sendo mais pronunciadas, o mercado à vista também reflete essa correção, mas de maneira menos volátil. Esse comportamento sugere que, enquanto o mercado futuro reage rapidamente a novas informações e expectativas, o mercado à vista mantém uma resposta gradual e ancorada nas condições atuais.

No período mais recente, de 2022 em diante, o gráfico mostra momentos de convergência e divergência entre os preços futuros e à vista. As flutuações continuam presentes, mas as diferenças entre os dois mercados são menos acentuadas em comparação ao período de alta volatilidade de 2021. Essa convergência sugere que o mercado pode estar se adaptando a novas condições econômicas, com as expectativas de longo prazo começando a se alinhar estreitamente com as realidades do mercado à vista.

#### **4.5 Teste de Raiz Unitária do Painel das Commodities**

A análise dos dados iniciou-se com por meio da análise dos resultados dos testes de raiz unitária do painel para as *commodity* Milho, conforme apresentado por meio do Quadro 1, avaliando a estacionariedade dos preços futuros e à vista, tanto em nível quanto em suas primeiras diferenças. Os testes aplicados incluem LLC (Levin, Lin, Chu, 2002), IPS (Im, Pesaran, Shin, 2003), ADF-Fisher e PP-Fisher, com resultados apresentados para o logaritmo dos preços futuros ( $\ln$  Preço Futuro), a primeira diferença do logaritmo dos preços futuros

( $\Delta \ln$  Preço Futuro), o logaritmo dos preços à vista ( $\ln$  Preço a Vista), e a primeira diferença do logaritmo dos preços à vista ( $\Delta \ln$  Preço a Vista).

Quadro 3: Teste de Raiz Unitária do Painel para *Commodity* Milho

<i>Commodity</i>	Método de teste de raiz unitária do painel	$\ln$ Preço Futuro	$\Delta \ln$ Preço Futuro	$\ln$ Preço a Vista	$\Delta \ln$ Preço a Vista
Milho	LLC	-1.09903 (0.71546)	-12.51851*** (0.00000)	-1.09903 (0.71546)	-12.51851*** (0.00000)
	IPS	-1.09694 (0.71469)	-28.93134*** (0.00000)	-1.09694 (0.71469)	-28.93134*** (0.00000)
	ADF-Fisher	-2.19387 (1.42939)	-57.86267*** (0.00000)	-2.19387 (1.42939)	-57.86267*** (0.00000)
	PP-Fisher	-2.32427 (1.37830)	-97.80519*** (0.00000)	-2.32427 (1.37830)	-97.80519*** (0.00000)

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3. \*\*\* Denota o nível de significância de 1%. Valores-p estão entre parênteses.

Os resultados apresentados no Quadro 3: Teste de Raiz Unitária do Painel para a *commodity* Milho indicam que tanto os preços futuros quanto os preços à vista apresentam comportamento não estacionário em nível, conforme evidenciado pelos testes LLC, IPS, ADF-Fisher e PP-Fisher, cujos valores estatísticos não são significativos, com p-valores muito superiores ao nível de significância de 1%.

Para o logaritmo dos preços futuros ( $\ln$  Preço Futuro), os testes LLC e IPS apresentam valores estatísticos de -1.09903 e -1.09694, respectivamente, com p-valores de 0.71546 e 0.71469, sugerindo que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, corroborada pelos testes ADF-Fisher (-2.19387) e PP-Fisher (-2.32427) com p-valores acima de 1. Resultados semelhantes são observados para o logaritmo dos preços à vista, ( $\ln$  Preço Futuro) com todos os métodos indicando a presença de raiz unitária.

Contudo, ao considerar as primeiras diferenças dos logaritmos dos preços futuros ( $\Delta \ln$  Preço Futuro) e preços à vista ( $\Delta \ln$  Preço à Vista), todos os testes demonstram uma rejeição robusta da hipótese nula de raiz unitária, com valores estatísticos altamente significativos ao nível de 1%. Especificamente, o teste LLC para as primeiras diferenças dos preços futuros apresenta um valor estatístico de -12.51851 com p-valor de 0.00000, e resultados semelhantes são observados nos testes IPS, ADF-Fisher e PP-Fisher, confirmando que as séries se tornam estacionárias após a diferenciação. Para as primeiras diferenças dos preços à vista, os mesmos testes apresentam resultados consistentes, com todos os p-valores sendo 0.00000, indicando que as séries de preços à vista também se tornam estacionárias após a primeira diferença. Em

suma, a análise demonstra que, embora as séries de preços futuros e à vista da *commodity* milho sejam não estacionárias em nível, elas se tornam estacionárias após a diferenciação, evidenciando a necessidade de transformar as séries para garantir a adequação de modelos econométricos que exigem estacionariedade.

Isso sugere que as séries de preços do milho seguem um processo integrador de ordem um [I(1)], o que é comum em séries financeiras e econômicas, onde as variáveis são não estacionárias em nível, mas estacionárias em suas primeiras diferenças. Esses achados são cruciais para modelagem econométrica subsequente, para aplicação de modelos VECM, que exigem a presença de cointegração entre variáveis não estacionárias.

O Quadro 4 apresenta os resultados do teste de raiz unitária em painel para a *commodity* Soja, avaliando a estacionariedade dos preços futuros e à vista, tanto em nível quanto em suas primeiras diferenças.

Quadro 4: Teste de Raiz Unitária do Painel para Commodity Soja

Commodity	Método de teste de raiz unitária do painel	In Preço Futuro	$\Delta$ In Preço Futuro	In Preço a Vista	$\Delta$ In Preço a Vista
Soja	LLC	-1.27440 (0.64080)	-10.33960*** (0.00000)	-1.27440 (0.64080)	-10.33960*** (0.00000)
	IPS	-1.59453 (0.48282)	-43.86834*** (0.00000)	-1.59453 (0.48282)	-43.86834*** (0.00000)
	ADF-Fisher	-3.18906 (0.96564)	-87.73669*** (0.00000)	-3.18906 (0.96564)	-87.73669*** (0.00000)
	PP-Fisher	-2.93748 (1.09714)	-113.60321*** (0.00000)	-2.93748 (1.09714)	-113.60321*** (0.00000)

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3. \*\*\* Denota o nível de significância de 1%. Valores-p estão entre parênteses.

Os resultados apresentados no Quadro 4, referente ao Teste de Raiz Unitária do Painel para a *Commodity* Soja indicam que tanto os preços futuros quanto os preços à vista da soja não são estacionários em nível, conforme demonstrado pelos testes LLC, IPS, ADF-Fisher, e PP-Fisher, cujos valores estatísticos não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária, com p-valores bem acima do nível de significância de 1%. Para o logaritmo dos preços futuros (In Preço Futuro), o teste LLC apresentou um valor estatístico de -1.27440 com p-valor de 0.64080, sugerindo que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, indicando que a série de preços futuros não é estacionária em nível. Resultados semelhantes são observados nos testes IPS (-1.59453, p-valor 0.48282), ADF-Fisher (-3.18906, p-valor 0.96564), e PP-Fisher (-2.93748, p-valor 1.09714), corroborando a não estacionariedade das séries. Para o logaritmo dos preços à vista (In Preço à Vista), todos os testes apresentaram resultados similares, também não rejeitando a hipótese de raiz unitária.

No entanto, ao analisar as primeiras diferenças dos logaritmos dos preços futuros ( $\Delta \ln$  Preço Futuro) e dos preços à vista ( $\Delta \ln$  Preço à Vista), observa-se uma rejeição robusta da hipótese nula de raiz unitária, indicando que as séries se tornam estacionárias após a diferenciação. O teste LLC para as primeiras diferenças dos preços futuros apresentou um valor estatístico de -10.33960 com p-valor de 0.00000, confirmando a estacionariedade da série. Os testes IPS, ADF-Fisher e PP-Fisher corroboram essa evidência, com valores estatísticos de -43.86834, -87.73669 e -113.60321, respectivamente, todos com p-valores de 0.00000, indicando que as séries diferenciadas são estacionárias.

Da mesma forma, as primeiras diferenças dos preços à vista apresentaram resultados idênticos, confirmando que as séries de preços à vista também se tornam estacionárias após a diferenciação. Assim, os resultados indicam que, embora os preços futuros e à vista da soja sejam não estacionários em nível, eles se tornam estacionários após a primeira diferença, reforçando a necessidade de diferenciação para garantir a adequação das séries em análises econométricas que exigem estacionariedade. Esses resultados sugerem que tanto os preços futuros quanto os preços à vista da soja não são estacionários em nível, mas tornam-se estacionários em primeira diferença, caracterizando-as como séries integradas de ordem um  $I(1)$ .

O Quadro 5 apresenta os resultados do teste de raiz unitária em painel para a *commodity* Café Arábica, avaliando a estacionariedade dos preços futuros e à vista, tanto em nível quanto em suas primeiras diferenças.

Quadro 5: Teste de Raiz Unitária do Painel para *Commodity* Café Arábica

<i>Commodity</i>	Método de teste de raiz unitária do painel	$\ln$ Preço Futuro	$\Delta \ln$ Preço Futuro	$\ln$ Preço a Vista	$\Delta \ln$ Preço a Vista
Café Arábica	LLC	-0.87956 (0.79463)	-12.96836*** (0.00000)	-0.87956 (0.79463)	-12.96836*** (0.00000)
	IPS	-1.20481 (0.62255)	-34.47815*** (0.00000)	-1.20481 (0.62255)	-34.47815*** (0.00000)
	ADF-Fisher	-2.40963 (1.24509)	-68.95630*** (0.00000)	-2.40963 (1.24509)	-68.95630*** (0.00000)
	PP-Fisher	-2.29498 (1.34810)	-110.64988*** (0.00000)	-2.29498 (1.34810)	-110.64988*** (0.00000)

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3. \*\*\* Denota o nível de significância de 1%. Valores-p estão entre parênteses.

Os resultados apresentados no Quadro 5 referente ao Teste de Raiz Unitária do Painel para a *Commodity* Café Arábica indicam que tanto os preços futuros quanto os preços à vista do café arábica não são estacionários em nível, conforme demonstrado pelos testes LLC, IPS, ADF-Fisher e PP-Fisher. Os valores estatísticos obtidos nesses testes não rejeitam a hipótese

nula de raiz unitária, com p-valores superiores ao nível de significância de 1%. Para o logaritmo dos preços futuros (ln Preço Futuro), o teste LLC apresentou um valor estatístico de -0.87956 com p-valor de 0.79463, indicando que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, sugerindo que a série de preços futuros não é estacionária em nível.

Da mesma forma, o teste IPS (-1.20481, p-valor 0.62255), o teste ADF-Fisher (-2.40963, p-valor 1.24509), e o teste PP-Fisher (-2.29498, p-valor 1.34810) também não rejeitaram a hipótese nula, confirmando a presença de raiz unitária nos preços futuros em nível. Os resultados para o logaritmo dos preços à vista (ln Preço à Vista) são idênticos, reforçando a não estacionariedade da série em nível.

Contudo, ao analisar as primeiras diferenças dos logaritmos dos preços futuros ( $\Delta \ln$  Preço Futuro) e dos preços à vista ( $\Delta \ln$  Preço à Vista), observa-se uma rejeição clara da hipótese nula de raiz unitária, indicando que ambas as séries se tornam estacionárias após a diferenciação. O teste LLC para as primeiras diferenças dos preços futuros apresentou um valor estatístico de -12.96836 com p-valor de 0.00000, sugerindo que a série diferenciada é estacionária. Resultados consistentes foram obtidos com os testes IPS (-34.47815, p-valor 0.00000), ADF-Fisher (-68.95630, p-valor 0.00000) e PP-Fisher (-110.64988, p-valor 0.00000), confirmando a estacionariedade robusta das séries diferenciadas. Assim, tanto para os preços futuros quanto para os preços à vista do café arábica, embora as séries não sejam estacionárias em nível, elas se tornam estacionárias após a primeira diferença, evidenciando a necessidade de transformação das séries para garantir a adequação em análises econométricas que exigem estacionariedade. Esses resultados sugerem que tanto os preços futuros quanto os preços à vista do Café Arábica não são estacionários em nível, mas tornam-se estacionários em primeira diferença, caracterizando-as como séries integradas de ordem um  $I(1)$ .

O Quadro 6 apresenta os resultados do teste de raiz unitária em painel para a *commodity* Boi Gordo, avaliando a estacionariedade dos preços futuros e à vista, tanto em nível quanto em suas primeiras diferenças.

Quadro 6: Teste de Raiz Unitária do Painel para *Commodity* Boi Gordo

<i>Commodity</i>	Método de teste de raiz unitária do painel	ln Preço Futuro	$\Delta \ln$ Preço Futuro	ln Preço a Vista	$\Delta \ln$ Preço a Vista
Boi Gordo	LLC	-1.18680 (0.67925)	-10.42116*** (0.00000)	-1.18680 (0.67925)	-10.42116*** (0.00000)
	IPS	-1.13740 (0.69978)	-39.80244*** (0.00000)	-1.13740 (0.69978)	-39.80244*** (0.00000)
	ADF-Fisher	-2.27480 (1.39955)	-79.60489*** (0.00000)	-2.27480 (1.39955)	-79.60489*** (0.00000)
	PP-Fisher	-2.23207 (1.41606)	-122.91548*** (0.00000)	-2.23207 (1.41606)	-122.91548*** (0.00000)

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3. \*\*\* Denota o nível de significância de 1%. Valores-p estão entre parênteses.

Os resultados apresentados no Quadro 6 Teste de Raiz Unitária do Painel para a *commodity* Boi Gordo indicam que tanto os preços futuros quanto os preços à vista não são estacionários em nível, conforme indicado pelos testes LLC, IPS, ADF-Fisher e PP-Fisher, cujos valores estatísticos não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária. No entanto, após a diferenciação, as séries se tornam estacionárias, conforme demonstrado pela rejeição robusta da hipótese nula nas primeiras diferenças dos logaritmos dos preços futuros ( $\Delta \ln$  Preço Futuro) e dos preços à vista ( $\Delta \ln$  Preço à Vista), com significância estatística ao nível de 1%.

Especificamente, para o logaritmo dos preços futuros ( $\ln$  Preço Futuro), o teste LLC apresentou um valor estatístico de -1.18680 com p-valor de 0.67925, indicando que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, ou seja, a série não é estacionária em nível. O mesmo comportamento foi observado nos testes IPS (-1.13740, p-valor 0.69978), ADF-Fisher (-2.27480, p-valor 1.39955), e PP-Fisher (-2.23207, p-valor 1.41606), todos mostrando que a série de preços futuros não é estacionária em nível. Os resultados para o logaritmo dos preços à vista ( $\ln$  Preço à Vista) seguem o mesmo padrão, com todos os testes indicando não estacionariedade em nível, corroborando a presença de raiz unitária nas séries.

Contudo, ao analisar as primeiras diferenças dos logaritmos dos preços futuros ( $\Delta \ln$  Preço Futuro) e dos preços à vista ( $\Delta \ln$  Preço à Vista), os resultados mudam substancialmente. O teste LLC para as primeiras diferenças dos preços futuros apresentou um valor estatístico de -10.42116 com um p-valor de 0.00000, indicando que a hipótese nula de raiz unitária é fortemente rejeitada, sugerindo que a série diferenciada é estacionária. O teste IPS também rejeitou a hipótese nula com um valor estatístico de -39.80244 e p-valor de 0.00000, confirmando a estacionariedade. Os testes ADF-Fisher e PP-Fisher apresentaram valores estatísticos de -79.60489 e -122.91548, respectivamente, ambos com p-valores de 0.00000, reforçando a evidência de que a série diferenciada dos preços futuros é estacionária. Resultados idênticos foram obtidos para as primeiras diferenças dos preços à vista, com todos os testes rejeitando a hipótese nula de raiz unitária com significância estatística ao nível de 1%.

Esses resultados indicam que tanto os preços futuros quanto os preços à vista do Boi Gordo são não estacionários em nível, mas tornam-se estacionários em primeira diferença, caracterizando as séries como integradas de ordem um [I(1)]. A análise dos resultados mostra que, embora as séries de preços futuros e à vista de Boi Gordo sejam não estacionárias em nível, elas se tornam estacionárias após a diferenciação, com significância robusta ao nível de

1% em todos os testes realizados. Isso indica que as séries precisam ser diferenciadas para garantir sua adequação em modelos econométricos que exigem estacionariedade para aplicação do modelo VECM.

Com base na análise individual das commodities (Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo), por meio dos testes LLC, IPS, ADF-Fisher e PP-Fisher, foi possível observar um padrão comum de comportamento nas séries temporais dos preços futuros e à vista. Para melhor visualização e comparação desses resultados, apresenta-se o Quadro 7 consolidado dos principais achados referentes à estacionariedade das séries, tanto em nível quanto em primeira diferença.

Quadro 7 – Demonstra o Resultado Consolidado dos principais achados dos Teste de Raiz Unitária referentes à estacionariedade das séries.

<b>Commodity</b>	<b>Método de Teste de Raiz Unitária</b>	<b>In Preço Futuro</b>	<b>ΔIn Preço Futuro</b>	<b>In Preço à Vista</b>	<b>ΔIn Preço à Vista</b>
Milho	LLC	-1.09903 (0.71546)	-12.51851*** (0.00000)	-1.09903 (0.71546)	-12.51851*** (0.00000)
	IPS	-1.09694 (0.71469)	-28.93134*** (0.00000)	-1.09694 (0.71469)	-28.93134*** (0.00000)
	ADF-Fisher	-2.19387 (1.42939)	-57.86267*** (0.00000)	-2.19387 (1.42939)	-57.86267*** (0.00000)
	PP-Fisher	-2.32427 (1.37830)	-97.80519*** (0.00000)	-2.32427 (1.37830)	-97.80519*** (0.00000)
Soja	LLC	-1.27440 (0.64080)	-10.33960*** (0.00000)	-1.27440 (0.64080)	-10.33960*** (0.00000)
	IPS	-1.59453 (0.48282)	-43.86834*** (0.00000)	-1.59453 (0.48282)	-43.86834*** (0.00000)
	ADF-Fisher	-3.18906 (0.96564)	-87.73669*** (0.00000)	-3.18906 (0.96564)	-87.73669*** (0.00000)
	PP-Fisher	-2.93748 (1.09714)	-113.60321*** (0.00000)	-2.93748 (1.09714)	-113.60321*** (0.00000)
Café Arábica	LLC	-0.87956 (0.79463)	-12.96836*** (0.00000)	-0.87956 (0.79463)	-12.96836*** (0.00000)
	IPS	-1.20481 (0.62255)	-34.47815*** (0.00000)	-1.20481 (0.62255)	-34.47815*** (0.00000)
	ADF-Fisher	-2.40963 (1.24509)	-68.95630*** (0.00000)	-2.40963 (1.24509)	-68.95630*** (0.00000)
	PP-Fisher	-2.29498 (1.34810)	-110.64988*** (0.00000)	-2.29498 (1.34810)	-110.64988*** (0.00000)
Boi Gordo	LLC	-1.18680 (0.67925)	-10.42116*** (0.00000)	-1.18680 (0.67925)	-10.42116*** (0.00000)
	IPS	-1.13740 (0.69978)	-39.80244*** (0.00000)	-1.13740 (0.69978)	-39.80244*** (0.00000)
	ADF-Fisher	-2.27480 (1.39955)	-79.60489*** (0.00000)	-2.27480 (1.39955)	-79.60489*** (0.00000)
	PP-Fisher	-2.23207 (1.41606)	-122.91548*** (0.00000)	-2.23207 (1.41606)	-122.91548*** (0.00000)

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3. \*\*\* Denota o nível de significância de 1%. Valores-p estão entre parênteses.

#### 4.6 Teste de Cointegração de Pedroni das Commodities

A fim de identificar se as séries temporais analisadas compartilham uma tendência comum de longo prazo, o que sugere que elas estão cointegradas, o teste de cointegração de Pedroni é aplicado para verificar se as séries temporais analisadas compartilham uma tendência comum de longo prazo, o que indicaria cointegração. Além disso, busca-se identificar se existe uma combinação linear dessas séries que seja estacionária

Assim, o Quadro 8 apresenta os resultados dos testes de cointegração de Pedroni (2004) aplicados à *commodity* Milho, com o objetivo de determinar a presença de uma relação de longo prazo entre as séries temporais analisadas.

Quadro 8: Teste de Cointegração de Pedroni para *commodity* Milho.

	Teste	Sem tendência	P-Value	Com tendência	P-Value
Milho	<b>Dentro da Dimensão</b>				
	Panel v-stat	0.01153		0.01114	
	Panel rho-stat	0.99974		0.99975	
	Panel PP-stat	1.58040	0.01	1.23843	0.01
	Panel ADF-stat	-2.86479	0.0496	-2.98069	0.0367
	<b>Entre Dimensão</b>				
	Group rho-stat	0.99974		0.99975	
	Group PP-stat	1.58040	0.01	1.23843	0.01
Group ADF-stat	-2.86479	0.0496	-2.98069	0.0367	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Verifica-se no Quadro 8 os valores do Panel v-stat foram 0.01153 (sem tendência) e 0.01114 (com tendência), ambos próximos de zero. Isso sugere que o teste não fornece evidências robustas de cointegração, indicando uma possível ausência de relação de longo prazo entre as séries temporais da *commodity* Milho.

Além deste, os valores do Panel rho-stat foram 0.99974 tanto na ausência quanto na presença de tendência. Como esses valores são próximos de 1, isso sugere a presença de raiz unitária, indicando que as séries podem não estar cointegradas.

Entretanto, o Panel PP-stat, os valores obtidos foram 1.58040 com p-valor de 0.01 na ausência de tendência e 1.23843 com p-valor de 0.01 na presença de tendência, indicando que esses p-valores, demonstram que os testes de cointegração de Pedroni para a *commodity* Milho apresentam resultados mistos. Enquanto os testes ADF-stat e PP-stat indicam evidências de cointegração, os testes v-stat e rho-stat não sustentam essa hipótese de forma

consistente. Portanto, embora haja indícios de uma relação de longo prazo entre as séries temporais analisadas, as evidências que não são totalmente conclusivas.

Por outro lado, os resultados do Panel ADF-stat mostraram valores de -2.86479 com p-valor de 0.0496 na ausência de tendência e -2.98069 com p-valor de 0.0367 na presença de tendência. Esses valores negativos e significativos indicam a presença de cointegração, sugerindo a existência de uma relação de longo prazo entre as séries temporais da *commodity* Milho. Na análise entre dimensões, os resultados são consistentes com a análise dentro da dimensão. O Group rho-stat apresentou valores de 0.99974, tanto na ausência quanto na presença de tendência, indicando novamente a possibilidade de raiz unitária e corroborando a hipótese de ausência de cointegração.

Já os valores do teste Group PP-stat foram 1.58040 com p-valor de 0.01 na ausência de tendência e 1.23843 com p-valor de 0.01 na presença de tendência. Esses resultados indicam evidências de cointegração com base em baixos p-valores, sugerindo que pode haver uma relação de longo prazo entre as séries temporais, embora não seja uma evidência muito robusta. Finalmente, os valores do Group ADF-stat foram -2.86479 com p-valor de 0.0496 na ausência de tendência e -2.98069 com p-valor de 0.0367 na presença de tendência. Esses valores negativos e significativos confirmam a presença de uma relação de longo prazo entre as séries temporais, alinhando-se com os resultados do teste ADF dentro da dimensão.

Em conclusão, os testes de cointegração de Pedroni para a *commodity* Milho fornecem uma interpretação mista, uma vez que os resultados dos testes ADF-stat sugeriram a presença de cointegração e uma relação de longo prazo, os resultados dos testes v-stat, rho-stat, e PP-stat não oferecem evidências tão consistentes para suportar essa hipótese. Portanto, com base nas evidências apresentadas, a presença de cointegração entre as séries temporais da *commodity* Milho não pode ser rejeitada definitivamente.

O Quadro 9 apresenta os resultados dos testes de cointegração de Pedroni aplicados à *commodity* Soja, com o intuito de identificar a presença de uma relação de longo prazo entre as séries temporais analisadas.

Quadro 9: Teste de Cointegração de Pedroni para *commodity* Soja.

	Teste	Sem tendência	P-Value	Com tendência	P-Value
	Soja	<b>Dentro da Dimensão</b>			
Panel v-stat		0.00487		0.00486	
Panel rho-stat		0.99944		0.99944	
Panel PP-stat		0.67168	0.0161	0.65920	0.0173
Panel ADF-stat		-2.96921	0.0379	-2.98379	0.0364
<b>Entre Dimensão</b>					
Group rho-stat	0.99944		0.99944		

Group PP-stat	0.67168	0.0161	0.65920	0.0173
Group ADF-stat	-2.96921	0.0379	-2.98379	0.0364

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

No Quadro 9, demonstra que os valores do Panel v-stat foram 0.00487 na ausência de tendência e 0.00486 na presença de tendência. Esses valores são baixos e muito próximos de zero, o que sugere que a estatística do teste não fornece evidências robustas de cointegração, indicando uma possível ausência de uma relação de longo prazo significativa entre as séries temporais da *commodity* Soja. Além disso, como esses testes não têm p-valores reportados diretamente, não há evidências de significância estatística para sugerir cointegração.

Os valores do Panel rho-stat foram 0.99944 tanto na ausência quanto na presença de tendência, com p-valores muito altos, sugerindo a impossibilidade de rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Esses valores, próximos de 1, indicam a possibilidade de raiz unitária, sugerindo que as séries temporais podem não estar cointegradas, e os p-valores elevados confirmam a falta de significância. No que diz respeito ao Panel PP-stat, os valores obtidos foram 0.67168 com p-valor de 0.0161 na ausência de tendência e 0.65920 com p-valor de 0.0173 na presença de tendência. Embora esses p-valores sejam significativos ao nível de 5%, eles não são tão robustos quanto outros testes, sugerindo que as séries temporais podem estar cointegradas, embora com uma evidência moderada de cointegração.

Por outro lado, os resultados do Panel ADF-stat mostraram valores de -2.96921 com p-valor de 0.0379 na ausência de tendência e -2.98379 com p-valor de 0.0364 na presença de tendência. Esses valores negativos e com p-valores significativos ao nível de 5% indicam a presença de cointegração, sugerindo a existência de uma relação de longo prazo entre as séries temporais da *commodity* Soja. A significância ao nível de 5% fortalece a evidência de cointegração nesses testes.

Na análise entre dimensões, os resultados são consistentes com a análise dentro da dimensão. O Group rho-stat apresentou valores de 0.99944, tanto na ausência quanto na presença de tendência, com p-valores muito altos, indicando novamente a possibilidade de raiz unitária e corroborando a hipótese de ausência de cointegração. A ausência de significância estatística no rho-stat confirma a falta de cointegração.

Os valores do Group PP-stat foram 0.67168 com p-valor de 0.0161 na ausência de tendência e 0.65920 com p-valor de 0.0173 na presença de tendência. Esses p-valores, embora significativos ao nível de 5%, indicam apenas evidências moderadas de cointegração, sugerindo que pode haver uma relação de longo prazo entre as séries temporais, mas com uma confiança limitada. Finalmente, os valores do Group ADF-stat foram -2.96921 com p-valor de

0.0379 na ausência de tendência e -2.98379 com p-valor de 0.0364 na presença de tendência. Esses valores negativos, com p-valores significativos ao nível de 5%, confirmam a presença de uma relação de longo prazo entre as séries temporais, alinhando-se com os resultados do teste ADF dentro da dimensão. A significância ao nível de 5% fortalece essa evidência de cointegração entre as séries.

Em conclusão, os testes de cointegração de Pedroni para a *commodity* Soja fornecem uma interpretação mista, embora os resultados dos testes ADF-stat indica a presença de cointegração e uma relação de longo prazo com significância ao nível de 5%, os resultados dos testes v-stat, rho-stat e PP-stat não oferecem evidências tão consistentes para suportar essa hipótese. Portanto, com base nas evidências apresentadas, a presença de cointegração entre as séries temporais da *commodity* Soja não pode ser rejeitada definitivamente.

O Quadro 10 fornece os resultados dos testes de cointegração de Pedroni aplicados à *commodity* Café Arábica. O objetivo desses testes é determinar se existe uma relação de longo prazo entre as séries temporais analisadas, o que é essencial para entender a dinâmica econômica da *commodity*.

Quadro 10: Teste de Cointegração de Pedroni para *commodity* Café Arábica.

	Teste	Sem tendência	P-Value	Com tendência	P-Value
	<b>Café Arábica</b>	<b>Dentro da Dimensão</b>			
Panel v-stat		0.00695		0.00633	
Panel rho-stat		0.99992		0.99993	
Panel PP-stat		3.50528	0.01	2.70921	0.01
Panel ADF-stat		-1.43787	0.5640	-1.65942	0.4521
<b>Entre Dimensão</b>					
Group rho-stat		0.99992		0.99993	
Group PP-stat		3.50528	0.01	2.70921	0.01
Group ADF-stat		-1.43787	0.5640	-1.65942	0.4521

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Na análise do Quadro 10, verificou que os valores do Panel v-stat foram 0.00695 na ausência de tendência e 0.00633 na presença de tendência. Esses valores são baixos e muito próximos de zero, o que sugere que a estatística do teste não fornece evidências robustas de cointegração, indicando uma possível ausência de uma relação de longo prazo significativa entre as séries temporais da *commodity* Café Arábica.

Enquanto, os valores do Panel rho-stat foram 0.99992 na ausência de tendência e 0.99993 na presença de tendência apresentando valores, próximos de 1, indicam a possibilidade de raiz unitária, sugerindo que as séries temporais podem não estar cointegradas. Os p-valores altos reforçam a ausência de significância estatística, corroborando a hipótese de não cointegração.

O teste Panel PP-stat, apresentou os valores de 3.50528 com p-valor de 0.01 na ausência de tendência e 2.70921 com p-valor de 0.01 na presença de tendência, ao nível de significância de 1% indicando que existe evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de não cointegração, sugerindo que as séries temporais podem estar cointegradas. Por outro lado, os resultados do Panel ADF-stat mostraram valores de -1.43787 com p-valor de 0.5640 na ausência de tendência e -1.65942 com p-valor de 0.4521 na presença de tendência. Os valores, com p-valores não significativos, indicam que a hipótese nula de não cointegração não pode ser rejeitada. Na análise entre dimensões, os resultados são consistentes com a análise dentro da dimensão.

Os valores do Group rho-stat foram 0.99992 na ausência de tendência e 0.99993 na presença de tendência. Embora o p-valor específico não esteja explicitamente fornecido na tabela, podemos inferir que é um p-valor elevado com base na magnitude do estatístico rho-stat, que está muito próximo de 1. Em testes de cointegração, um valor do rho-stat perto de 1 sugere a presença de raiz unitária nas séries temporais, ou seja, as séries não retornam ao equilíbrio após um choque, o que é um indicativo da ausência de cointegração. Quanto aos valores do Group PP-stat foram 3.50528 com p-valor de 0.01 na ausência de tendência e 2.70921 com p-valor de 0.01 na presença de tendência. Esses resultados indicam evidências de cointegração com base em baixos p-valores, sugerindo que pode haver uma relação de longo prazo entre as séries temporais da *commodity* Café Arábica.

Finalmente, para sugerir cointegração, espera-se que o valor do Group ADF-stat seja mais negativo, indicando um comportamento estacionário para o termo de erro residual das séries. No entanto, os valores observados de -1.43787 (sem tendência) e -1.65942 (com tendência) não são suficientemente negativos para indicar que as séries temporais convergem para um equilíbrio de longo prazo.

Além disto, os p-valores elevados são 0.5640 e 0.4521, ambos muito acima dos níveis típicos de significância, como 1%, 5% ou 10%, indicando que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Em termos práticos, isso significa que não podemos afirmar com confiança que as séries têm uma relação de longo prazo (cointegração) e indicam que a hipótese nula de não cointegração não pode ser rejeitada, o que sugere a ausência de evidências robustas de cointegração entre as séries temporais.

Em suma, os resultados dos testes de cointegração de Pedroni para a *commodity* Café Arábica fornecem uma interpretação mista, uma vez que os resultados dos testes Panel PP-stat e Group PP-stat sugeriram a presença de cointegração e uma relação de longo prazo com

significância ao nível de 1%, os resultados dos testes v-stat, rho-stat e ADF-stat não oferecem evidências consistentes para suportar essa hipótese. Portanto, com base nos resultados obtidos, não é possível rejeitar a hipótese de cointegração entre as séries temporais da *commodity* Café Arábica

O Quadro 11 apresenta os resultados dos testes de cointegração de Pedroni aplicados à *commodity* Boi Gordo, fornecendo uma visão abrangente da relação de longo prazo entre as séries temporais analisadas. O teste de Pedroni é fundamental para identificar a cointegração, que é uma condição crucial para a modelagem econométrica de séries temporais.

Quadro 11: Teste de Cointegração de Pedroni para *commodity* Boi Gordo.

	Teste	Sem tendência	P-Value	Com tendência	P-Value
	<b>Boi Gordo</b>	<b>Dentro da Dimensão</b>			
Panel v-stat		0.00175		0.00175	
Panel rho-stat		0.99995		0.99995	
Panel PP-stat		0.28569	0.10	0.26995	0.10
Panel ADF-stat		-6.36530	0.000	-6.36503	0.000
<b>Entre Dimensão</b>					
Group rho-stat		0.99995		0.99995	
Group PP-stat		0.28569	0.10	0.26995	0.10
Group ADF-stat		-6.36530	0.000	-6.36503	0.000

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Na análise do Quadro 11, verifica-se que os valores do Panel v-stat foram 0.00175, tanto na ausência quanto na presença de tendência. Esses valores são baixos e muito próximos de zero, o que sugere que a estatística do teste não fornece evidências robustas de cointegração, indicando uma possível ausência de uma relação de longo prazo significativa entre as séries temporais da *commodity* Boi Gordo.

Enquanto que os valores do Panel rho-stat foram 0.99995 tanto na ausência quanto na presença de tendência. Esses valores, próximos de 1, indicam a possibilidade de raiz unitária, sugerindo que as séries temporais podem não estar cointegradas. Os p-valores altos reforçam a ausência de significância estatística, corroborando a hipótese de não cointegração.

O teste Panel PP-stat apresentou os valores de 0.28569 com p-valor de 0.10 na ausência de tendência e 0.26995 com p-valor de 0.10 na presença de tendência. Assim, os p-valores, ao nível de 10%, indicam que há alguma evidência de cointegração, embora não seja robusta o suficiente para rejeitar a hipótese nula de não cointegração com confiança ao nível de 5% ou 1%.

Por outro lado, os resultados do Panel ADF-stat mostraram valores de -6.36530 com p-valor de 0.000 na ausência de tendência e -6.36503 com p-valor de 0.000 na presença de

tendência. Esses valores negativos e altamente significativos ao nível de 1% indicam que a hipótese nula de não cointegração pode ser rejeitada, sugerindo fortemente a presença de cointegração entre as séries temporais da *commodity* Boi Gordo.

Na análise entre dimensões, os resultados são consistentes com a análise dentro da dimensão, onde os valores do Group rho-stat foram 0.99995 tanto na ausência quanto na presença de tendência. Embora o p-valor específico não esteja explicitamente fornecido na tabela, podemos inferir que é um p-valor elevado com base na magnitude do estatístico rho-stat, que está muito próximo de 1. Em testes de cointegração, um valor do rho-stat perto de 1 sugere a presença de raiz unitária nas séries temporais, ou seja, as séries não retornam ao equilíbrio após um choque, o que é um indicativo da ausência de cointegração.

Quanto aos valores do Group PP-stat, eles foram 0.28569 com p-valor de 0.10 na ausência de tendência e 0.26995 com p-valor de 0.10 na presença de tendência. Esses resultados indicam uma leve evidência de cointegração, mas com base em p-valores de 10%, o que não é suficiente para afirmar uma relação robusta de longo prazo entre as séries.

Os valores referente ao Group ADF-stat foram -6.36530 com p-valor de 0.000 na ausência de tendência e -6.36503 com p-valor de 0.000 na presença de tendência. Os valores observados são suficientemente negativos para indicar que as séries temporais convergem para um equilíbrio de longo prazo. Além disso, os p-valores extremamente baixos (ao nível de 1%) indicam uma rejeição clara da hipótese nula de não cointegração, sugerindo fortemente que as séries têm uma relação de longo prazo. Em termos práticos, isso significa que há evidências robustas de cointegração entre as séries temporais do Boi Gordo, especialmente nos testes ADF, que são mais sensíveis para detectar a cointegração.

Nesse sentido, os resultados dos testes de cointegração de Pedroni para a *commodity* Boi Gordo fornecem uma interpretação mista. Embora os testes Panel PP-stat e Group PP-stat sugiram alguma evidência de cointegração com p-valores ao nível de 10%, os testes Panel v-stat e rho-stat não oferecem evidências suficientes para suportar a hipótese de cointegração. No entanto, os resultados dos testes Panel ADF-stat e Group ADF-stat, com p-valores altamente significativos ao nível de 1%, indicam fortemente a presença de cointegração e uma relação de longo prazo entre as séries temporais. Portanto, com base nos resultados obtidos, há evidências robustas de cointegração entre as séries temporais da *commodity* Boi Gordo.

Com base nos resultados obtidos, rejeita-se a hipótese nula H1: Os preços spot e futuro das commodities (milho, soja, café arábico e boi gordo) não são cointegrados ao longo prazo.

Essa conclusão é sustentada a partir das evidências fornecidas pelos testes de cointegração conforme modelo propostos por Pedroni (2004).

Com base na análise individual das commodities (Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo), por meio dos testes de cointegração de Pedroni (2004), foi possível verificar, em diferentes níveis de significância, indícios da existência ou ausência de uma relação de longo prazo entre os preços futuros e os preços à vista dessas séries temporais.

Para melhor visualização e comparação dos resultados, o Quadro 12 demonstra o consolidado dos resultados obtidos nos Testes de Cointegração de Pedroni (2004) para commodities, bem como sintetiza os principais achados estatísticos obtidos nos testes dentro e entre as dimensões, com e sem tendência determinística.

Quadro 12: Demonstra o Consolidado dos Resultados dos Testes de Cointegração de Pedroni para commodities (Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo)

<b>Commodities</b>	<b>Teste</b>	<b>Sem tendência</b>	<b>P-Valor Sem tendência</b>	<b>Com tendência</b>	<b>P-Valor Com tendência</b>
Milho	Panel v-stat	0.01153		0.01114	
	Panel rho-stat	0.99974		0.99975	
	Panel PP-stat	1.58040	0.01	1.23843	0.01
	Panel ADF-stat	-2.86479	0.0496	-2.98069	0.0367
	Group PP-stat	1.58040	0.01	1.23843	0.01
	Group ADF-stat	-2.86479	0.0496	-2.98069	0.0367
Soja	Panel v-stat	0.00487		0.00486	
	Panel rho-stat	0.99944		0.99944	
	Panel PP-stat	0.67168	0.0161	0.65920	0.0173
	Panel ADF-stat	-2.96921	0.0379	-2.98379	0.0364
	Group PP-stat	0.67168	0.0161	0.65920	0.0173
	Group ADF-stat	-2.96921	0.0379	-2.98379	0.0364
Café Arábica	Panel v-stat	0.00695		0.00633	
	Panel rho-stat	0.99992		0.99993	
	Panel PP-stat	3.50528	0.01	2.70921	0.01
	Panel ADF-stat	-1.43787	0.5640	-1.65942	0.4521
	Group PP-stat	3.50528	0.01	2.70921	0.01
	Group ADF-stat	-1.43787	0.5640	-1.65942	0.4521
Boi Gordo	Panel v-stat	0.00175		0.00175	
	Panel rho-stat	0.99995		0.99995	
	Panel PP-stat	0.28569	0.10	0.26995	0.10
	Panel ADF-stat	-6.36530	0.000	-6.36503	0.000
	Group PP-stat	0.28569	0.10	0.26995	0.10
	Group ADF-stat	-6.36530	0.000	-6.36503	0.000

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3. Os p-valores estão indicados separadamente.

#### 4.7 Resultado do Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM)

Uma vez que a cointegração entre os preços à vista e futuros é estabelecida, o modelo VECM (Modelo de Correção de Erro Vetorial) é executado para examinar a relação causal entre essas variáveis. O VECM proposto é representado nas equações (1) e (2) da seção 3 do estudo. De acordo com a especificação do modelo, os sinais esperados para os coeficientes de ajuste  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$ , que correspondem ao termo 'ECT' nas equações (1) e (2), são  $[-, +]$ . Isso indica que ambos os mercados contribuem para a correção dos erros. Se ambos os coeficientes forem estatisticamente significativos, pode-se concluir que há uma interação substancial de preços entre o mercado à vista e o mercado futuro. A relação de liderança e defasagem entre os dois mercados é analisada com base na significância e no sinal dos coeficientes  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$ .

Diante deste contexto, o Quadro 13, apresenta a análise de Vetores de Correção de Erros (VECM) para os preços futuros e à vista de milho, no período de 01/12/2016 a 31/05/2024. Esses resultados permitem examinar a relação causal entre as variáveis e identificar quais mercados desempenham um papel significativo na descoberta de preços.

Quadro 13 -Painel VECM resultado *Commodity* Milho

	Período	Var. Ind.	Var. Dep.	ECT(-1)	Erro Padrão	Razão de Velocidade de Ajuste ( $\alpha_2/(\alpha_2 - \alpha_1)$ )	P valor	Sig %
Milho	01/12/2016	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00220	0.00164	$(-0.01316)/(-0.01316 - 0.00220)$ = 0.14324	0.17831	NS
	a 31/05/2024	$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01316	0.00510	= <b>0.857</b>	0.00992	1%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Os resultados do VECM para o mercado de milho indicam que o preço futuro desempenha um papel menos significativo na correção de desequilíbrios de curto prazo, enquanto o preço à vista exerce uma influência relevante na descoberta de preços de longo prazo. Quando o preço futuro é a variável dependente e o preço à vista é a variável independente, o coeficiente de correção de erro (ECT) é de 0,00220, com erro padrão de 0,00164 e um p-valor de 0,17831, sugerindo que esta relação não é estatisticamente significativa. Isso significa que o preço à vista tem uma influência limitada na razão de velocidade de ajuste do preço futuro, correspondente a 14,32% indicando o percentual de desequilíbrio que está sendo corrigido a cada período.

Por outro lado, quando o preço à vista é a variável dependente e o preço futuro é a variável independente, o ECT é de -0,01316, com erro padrão de 0,00510 e um p-valor de

0,00992, indicando que esta relação é estatisticamente significativa ao nível de 1%. Nesse caso, a razão de velocidade de ajuste corresponde a 85,70% , o que sugere que o preço futuro desempenha um papel dominante na correção de desequilíbrios e no ajuste dos preços à vista.

Esses resultados indicam que o mercado futuro de milho exerce uma influência maior na descoberta de preços, com o preço futuro ajustando de forma significativa os desvios do preço à vista. Isso reforça o papel do mercado de futuros como uma ferramenta importante para a descoberta de preços no longo prazo, sugerindo que as variações no preço futuro antecipam e corrigem os desequilíbrios observados no preço à vista.

O Quadro 14, apresentam a análise de Vetores de Correção de Erros (VECM) para os preços futuros e à vista de soja, no período de 01/12/2016 a 31/05/2024.

Quadro 14 -Painel VECM resultado *Commodity* Soja

	Período	Var. Ind.	Var. Dep.	ECT(-1)	Erro Padrão	Razão de Velocidade de Ajuste ( $\alpha_2/(\alpha_2 - \alpha_1)$ )	P valor	Sig %
Soja	01/12/2016 a 31/05/2024	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00134	0.00482	$(-0.02717)/(-0.02717 - 0.00134)$ = 0.04707	0.78054	NS
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.02717	0.00781	<b>=0.953</b>	0.00051	1%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Verificou-se no Quadro 14, que os resultados do VECM para o mercado de soja indicam que o preço futuro desempenha um papel significativamente relevante na correção de desequilíbrios de curto prazo e na descoberta de preços de longo prazo. Quando o preço futuro é a variável dependente e o preço à vista é a variável independente, o coeficiente de correção de erro (ECT) é de 0,00134, com erro padrão de 0,00482 e um p-valor de 0,78054, sugerindo que essa relação não é estatisticamente significativa. Isso indica que o preço à vista tem pouca influência na correção de desequilíbrios do preço futuro, com a razão de velocidade de ajuste corresponde a 4,71%. Por outro lado, quando o preço à vista é a variável dependente e o preço futuro é a variável independente, o ECT é de -0,02717, com erro padrão de 0,00781 e um p-valor de 0,00051, indicando que essa relação é estatisticamente significativa ao nível de 1%. Nesse caso, a razão de velocidade de ajuste corresponde a 95,30% indicando que o desequilíbrio é corrigido em cada período, sugerindo que o preço futuro desempenha um papel dominante na correção de desequilíbrios no preço à vista.

Assim, os resultados sugerem que, no mercado de soja, o preço futuro é o principal ajustador de desequilíbrios de curto prazo, enquanto o preço à vista tem uma influência mínima sobre o preço futuro. Os resultados indicam que o mercado futuro de soja é mais

eficiente na descoberta de preços, antecipando e corrigindo desvios no preço à vista, consolidando sua importância na precificação da *commodity*.

O Quadro 15 apresenta a análise de Vetores de Correção de Erros (VECM) para os preços futuros e à vista de Café Arábica, no período de 01/12/2016 a 31/05/2024.

Quadro 15 -Painel VECM resultado *Commodity* Café Arábica.

Café Arabica	Período	Var. Ind.	Var. Dep.	ECT(-1)	Erro Padrão	Razão de Velocidade de Ajuste ( $\alpha_2/(\alpha_2 - \alpha_1)$ )	P valor	Sig %
	01/12/2016 a 31/05/2024	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00766	0.00483	$(-0.01859)/(-0.01859 - 0.00766) = 0.292$	0.11287	NS
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01859	0.00977	<b>= 0.708</b>	0.05691	10%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Os resultados do VECM para o mercado de Café Arábica indicam que o preço futuro e o preço à vista têm papéis distintos na correção de desequilíbrios de curto prazo. Quando o preço futuro é a variável dependente e o preço à vista é a variável independente, o coeficiente de correção de erro (ECT) é de 0.00766, com erro padrão de 0.00483 e um p-valor de 0.11287, sugerindo que essa relação não é estatisticamente significativa ao nível de 1%, 5% ou 10%. Isso indica que o preço à vista, quanto a razão de velocidade de ajuste, tem pouca influência na correção de desequilíbrios no preço futuro, com cerca de 29,2% do desequilíbrio sendo corrigido a cada período.

Quando o preço à vista é a variável dependente e o preço futuro é a variável independente, o ECT é de -0.01859, com erro padrão de 0.00977 e um p-valor de 0.05691, indicando que essa relação é estatisticamente significativa ao nível de 10%. Nesse caso, a razão de velocidade de ajuste corresponde a 70,8%, indicando que o desequilíbrio é corrigido a cada período, o que sugere que o preço futuro tem um impacto relevante na correção de desequilíbrios do preço à vista.

Esses resultados apontam para o papel predominante do preço futuro no ajuste de desequilíbrios no mercado de Café Arábica, especialmente no longo prazo. Embora a relação entre o preço à vista e o futuro não seja estatisticamente significativo, o preço futuro mostra uma maior eficiência ao ajustar os desvios do preço à vista, com uma correção substancial dos desequilíbrios, especialmente quando considerado um nível de significância de 10%. Isso sugere que o mercado futuro de Café Arábica desempenha um papel importante na descoberta de preços e na correção de desvios de curto prazo.

O Quadro 16 apresenta a análise de Vetores de Correção de Erros (VECM) para os preços futuros e à vista de Boi Gordo, no período de 01/12/2016 a 31/05/2024.

Quadro 16 -Painel VECM resultado *Commodity* Boi Gordo

Boi	Período	Var.	Var.	ECT(-1)	Erro	Razão de Velocidade de Ajuste	P valor	Sig
-----	---------	------	------	---------	------	-------------------------------	---------	-----

Gordo	Ind. Dep.		Padrão	$(\alpha_2/(\alpha_2 - \alpha_1))$	%	
	$\Delta \ln S_p$	$\Delta \ln f$				
01/12/2016	$\Delta \ln S_p$	$\Delta \ln f$	0.06293	0.00993	$(-0.01394)/(-0.01394 - 0.06293) = 0.00000$	1%
a					<b>0.819</b>	
31/05/2024	$\Delta \ln f$	$\Delta \ln S_p$	-0.01394	0.01101	0.181	0.20547 NS

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

O Quadro 16 demonstra que os resultados do VECM para o mercado de Boi Gordo indicam que o preço à vista desempenha um papel relevante na correção de desequilíbrios de curto prazo, enquanto o preço futuro tem uma influência limitada. Quando o preço futuro é a variável dependente e o preço à vista é a variável independente, o coeficiente de correção de erro (ECT) é de 0,06293, com erro padrão de 0,00993 e um p-valor de 0,00000, sugerindo que esta relação é altamente significativa ao nível de 1%. Isso indica que o preço à vista tem uma influência importante na razão de velocidade de ajuste do preço futuro, com 81,9% do desequilíbrio sendo corrigido a cada período, o que demonstra uma forte reação do preço futuro às variações no preço à vista.

Por outro lado, quando o preço à vista é a variável dependente e o preço futuro é a variável independente, o ECT é de -0,01394, com erro padrão de 0,01101 e um p-valor de 0.20547, indicando que esta relação não é estatisticamente significativa. Nesse caso, a razão de velocidade de ajuste corresponde a 18,1%, assim o desequilíbrio é corrigido a cada período, sugerindo que o preço futuro não desempenha um papel significativo na correção de desvios do preço à vista.

Esses resultados sugerem que, no mercado de Boi Gordo, o preço à vista exerce uma maior influência na correção de desequilíbrios no preço futuro, enquanto o inverso não é observado com a mesma intensidade. Esses resultados indicam que, o mercado à vista tem um papel predominante na descoberta de preços e na correção dos desequilíbrios de longo prazo.

O Quadro 17 apresenta o Painel VECM com os resultados da *Commodity* Milho, que foi realizado considerando os três períodos distintos: pré-crise, durante a crise e pós-crise com a finalidade de identificar a relação causal entre essas variáveis e entender quais mercados desempenham um papel significativo na descoberta de preços ao longo desses períodos.

Quadro 17 - Painel VECM resultados por sub períodos da *Commodity* Milho

<i>Commodity</i>	Período	Var. Ind.	Var. Dep.	ECT(-1)	Erro Padrão	Razão de Velocidade de Ajuste $(\alpha_2/(\alpha_2 - \alpha_1))$	P valor	Sig %
MILHO	Pré Crise	$\Delta \ln S_p$	$\Delta \ln f$	0.00912	0.00408	$(-0.00346)/(-0.00346 - 0.00912) = 0.725$	0.02562	5%
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln S_p$	-0.00346	0.01000	$= 0.275$	0.72937	NS
	Crise	$\Delta \ln S_p$	$\Delta \ln f$	0.00180	0.00249	$(-0.01919)/(-0.01919 - 0.00180) = 0.08558$	0.47020	NS
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln S_p$	-0.01919	0.00832	$= 0.91442$	0.02103	5%

	Pós Crise	$\Delta \ln S$	$\Delta \ln f$	0.02575	$\overline{0.00907}$	$(0.00205)/(0.00205 - 0.02575)$	0.00450	1%
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln S$	0.00205	0.02879		$= -0.08642$	0.94327

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Analisando os subperíodos conforme demonstrado no Quadro 17 para a *commodity* milho, observam-se variações importantes na correção de desequilíbrios nos diferentes períodos. No período Pré-Crise, quando a variável independente é a diferença logarítmica do preço à vista ( $\Delta \ln S$ ) e a variável dependente é a diferença logarítmica do preço futuro ( $\Delta \ln f$ ), o coeficiente de ajuste (ECT (-1)) é de 0.00912, com um erro padrão de 0.00408. A razão de velocidade de ajuste é 0.725, e o valor p associado é 0.02562, indicando significância ao nível de 5%. Isso sugere que o preço à vista desempenha um papel importante na correção de desequilíbrios do preço futuro, com 72,5% do desequilíbrio sendo corrigido a cada período, o que demonstra uma reação significativa do preço futuro às variações no preço à vista. Por outro lado, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln S$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é -0.00346, com um valor p de 0.72937, indicando que essa relação não é estatisticamente significativa.

Enquanto que no período de Crise, quando  $\Delta \ln S$  é a variável independente e  $\Delta \ln f$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.00180, com um erro padrão de 0.00249 e um valor p de 0.47020, sugerindo que essa relação não é estatisticamente significativa. No entanto, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln S$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é -0.01919, com um erro padrão de 0.00832. A razão de velocidade de ajuste é 0.91442, e o valor p é 0.02103, indicando significância ao nível de 5%. Isso revela que o mercado futuro desempenha um papel de grande importância na correção de desequilíbrios do preço à vista durante a crise, com 91,4% do desequilíbrio sendo corrigido a cada período, refletindo uma forte capacidade de ajuste do mercado futuro em momentos de volatilidade elevada.

No período Pós-Crise, quando  $\Delta \ln S$  é a variável independente e  $\Delta \ln f$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.02575, com um erro padrão de 0.00907, uma razão de velocidade de ajuste de 1.086, e um valor p de 0.00450, indicando significância ao nível de 1%. Isso sugere que o preço à vista tem uma influência significativa na correção de desequilíbrios do preço futuro, com 108,6% do desequilíbrio sendo corrigido a cada período, indicando uma correção completa e robusta. Por outro lado, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln S$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.00205, com um valor p de 0.94327, indicando que essa relação não é estatisticamente significativa.

Assim, no período pré-crise, o preço à vista desempenha um papel significativo na correção de desequilíbrios do preço futuro, com 72,5% do desequilíbrio corrigido. Durante a crise, o mercado futuro se destaca, corrigindo 91,4% dos desequilíbrios no preço à vista. No período pós-crise, o mercado à vista se ajusta de forma extremamente rápida e completa, corrigindo 108,6% dos desequilíbrios do preço futuro, enquanto o mercado futuro exerce uma influência insignificante. Esses resultados refletem o comportamento dinâmico do mercado de milho ao longo dos subperíodos.

Quadro 18 - Painel VECM resultados por sub períodos da *Commodity* Soja

Com.	Período	Var. Ind.	Var. Dep.	ECT(-1)	Erro Padrão	Razão de Velocidade de Ajuste ( $\alpha_2/(\alpha_2 - \alpha_1)$ )	P valor	Sig %
SOJA	Pré Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00172	0.00659	$(-0.01769)/(-0.01769 - 0.00172)$ = 0.08852	0.79432	NS
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01769	0.00895	= <b>0.91148</b>	0.04803	5%
	Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00218	0.01144	$(-0.06986)/(-0.06986 - 0.00218)$ = 0.03020	0.84914	NS
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.06986	0.01925	= <b>0.969</b>	0.00028	1%
	Pós Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.02682	0.01827	$(-0.03297)/(-0.03297 - 0.02682)$ = 0.44861	0.14196	NS
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.03297	0.02531	= 0.55139	0.19270	NS

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Os subperíodos demonstrado no Quadro 18 para a *commodity* soja, observam-se diferenças notáveis na correção de desequilíbrios nos diferentes períodos. No período Pré-Crise, quando a variável independente é a diferença logarítmica do preço à vista ( $\Delta \ln Sp$ ) e a variável dependente é a diferença logarítmica do preço futuro ( $\Delta \ln f$ ), o coeficiente de ajuste (ECT (-1)) é de 0.00172, com um erro padrão de 0.00659. A razão de velocidade de ajuste é 0.08852, e o valor p é 0.79432, indicando que essa relação não é estatisticamente significativa. No entanto, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln Sp$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é -0.01769, com um erro padrão de 0.00895, uma razão de velocidade de ajuste de 0.91148, e um p-valor de 0.04803, indicando significância ao nível de 5%. Isso sugere que, no período pré-crise, o mercado futuro tem uma influência importante na correção de desequilíbrios do preço à vista, com 91,1% do desequilíbrio sendo corrigido a cada período, o que demonstra uma forte reação do preço à vista às variações no preço futuro.

Durante o período de Crise, quando  $\Delta \ln Sp$  é a variável independente e  $\Delta \ln f$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.00218, com um erro padrão de 0.01144, e um valor p de 0.84914, o que indica que essa relação não é estatisticamente significativa. Já quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln Sp$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é -0.06986, com um

erro padrão de 0.01925. A razão de velocidade de ajuste é 0.969, e o valor p é 0.00028, indicando significância ao nível de 1%. Nesse caso, o mercado futuro desempenha um papel crucial na correção de desequilíbrios do preço à vista, com 96,9% do desequilíbrio sendo corrigido a cada período, refletindo a capacidade do mercado futuro de ajustar-se rapidamente e significativamente às mudanças de preços, especialmente em momentos de alta volatilidade.

No período Pós-Crise, quando  $\Delta \ln Sp$  é a variável independente e  $\Delta \ln f$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.02682, com um erro padrão de 0.01827, uma razão de velocidade de ajuste de 0.44861, e um p-valor de 0.14196, indicando que essa relação não é estatisticamente significativa. De forma semelhante, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln Sp$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é -0.03297, com um erro padrão de 0.02531, uma razão de velocidade de ajuste de 0.55139, e um p-valor de 0.19270, também não estatisticamente significativo. Isso sugere que, no período pós- crise, nenhum dos mercados desempenha um papel significativo na correção de desequilíbrios de preços, com ambos os mercados apresentando pouca capacidade de ajuste.

Desse modo, o mercado futuro de soja se mostra eficiente na correção de desequilíbrios durante períodos de crise, corrigindo 96,9% dos desequilíbrios no preço à vista a cada período, o que reflete sua capacidade de reagir de forma rápida e eficiente em momentos de alta volatilidade. No período pré- crise, o mercado futuro também desempenha um papel significativo, corrigindo 91,1% dos desequilíbrios, enquanto no período pós- crise, ambos os mercados mostram pouca relevância na correção de desequilíbrios.

Quadro 19 - Painel VECM resultados por sub períodos da *Commodity* Café Arábica

Com.	Período	Var. Ind.	Var. Dep.	ECT(-1)	Erro Padrão	Razão de Velocidade de Ajuste ( $\alpha_2/(\alpha_2 - \alpha_1)$ )	P valor	Sig%
Café Arábica	Pré Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00632	0.01225	$(-0.14939)/(-0.14939 - 0.00632)$ = 0.04057	0.60597	NS
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.14939	0.03277	= <b>0.959</b>	0.00001	1%
	Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.01688	0.00831	$(-0.01946)/(-0.01946 - 0.01688)$ = <b>0.46446</b>	0.04216	5%
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01946	0.01664	= 0.53554	0.24212	NS
	Pós Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.05645	0.04001	$(-0.04328)/(-0.04328 - 0.05645)$ = 0.56603	0.15820	NS
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.04328	0.05803	= 0.43397	0.45579	NS

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Analisando os subperíodos apresentados no Quadro 19 para a *commodity* Café Arábica, percebe-se um comportamento distinto na correção de desequilíbrios ao longo dos diferentes períodos. No período Pré-Crise, quando a variável independente é a diferença

logarítmica do preço à vista ( $\Delta \ln Sp$ ) e a variável dependente é a diferença logarítmica do preço futuro ( $\Delta \ln f$ ), o coeficiente de ajuste (ECT (-1)) é de 0.00632, com um erro padrão de 0.01225. A razão de velocidade de ajuste é 0.04057, e o p-valor é 0.60597, sugerindo que essa relação não é estatisticamente significativa. Por outro lado, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln Sp$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é -0.14939, com erro padrão de 0.03277, uma razão de velocidade de ajuste de 0.959, e um p-valor de 0.00001, indicando significância ao nível de 1%. Isso revela que o mercado futuro exerce uma influência fundamental na correção de desequilíbrios do preço à vista, com 95,9% do desequilíbrio sendo ajustado a cada período, demonstrando uma rápida resposta do preço à vista às variações no preço futuro.

Durante o período de Crise, quando  $\Delta \ln Sp$  é a variável independente e  $\Delta \ln f$  a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.01688, com um erro padrão de 0.00831, e a razão de velocidade de ajuste é 0.46446, com p-valor de 0.04216, indicando significância ao nível de 5%. Isso sugere que, durante a crise, o preço à vista corrige 46,4% dos desequilíbrios no preço futuro a cada período, refletindo uma correção moderada, porém significativa. Por outro lado, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln Sp$  a dependente, o coeficiente de ajuste é -0.01946, com erro padrão de 0.01664 e p-valor de 0.24212, indicando que essa relação não é estatisticamente significativa.

No período Pós-Crise, quando  $\Delta \ln Sp$  é a variável independente e  $\Delta \ln f$  a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.05645, com erro padrão de 0.04001, uma razão de velocidade de ajuste de 0.56603, e p-valor de 0.15820, indicando que essa relação não é estatisticamente significativa. De maneira similar, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln Sp$  a dependente, o coeficiente de ajuste é -0.04328, com erro padrão de 0.05803, uma razão de velocidade de ajuste de 0.43397, e p-valor de 0.45579, também sem significância estatística.

Em síntese, no período Pré-Crise, o mercado futuro desempenha um papel relevante na correção de desequilíbrios do preço à vista, com 95,9% do desequilíbrio sendo ajustado a cada período. No período de Crise, o mercado à vista assume um papel significativo, corrigindo 46,4% dos desequilíbrios no preço futuro. No período Pós-Crise, no entanto, ambos os mercados apresentam uma correção de desequilíbrios limitada e sem significância estatística, sugerindo uma menor eficiência na interação entre os preços à vista e futuros nesse período.

Quadro 20 - Painel VECM resultados por sub períodos da *Commodity* Boi Gordo

Com.	Período	Var. Ind.	Var. Dep.	ECT(-1)	Erro Padrão	Razão de Velocidade de Ajuste ( $\alpha_2/(\alpha_2 - \alpha_1)$ )	P valor	Sig %
Boi Gordo	Pré Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.14393	0.03554	(0.00320)/(0.00320 - 0.14393) = 1.02272	0.00005	1%

		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	0.00320	0.05630	= -0.02272	0.95471	NS
Crise		$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.05513	0.01544	$(-0.03206)/(-0.03206 - 0.05513) =$	0.00036	1%
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.03206	0.01541	<b>0.63231</b> = 0.36769	0.03753	5%
Pós Crise		$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.14393	0.03554	$(0.00320)/(0.00320 - 0.14393)$	0.00005	1%
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	0.00320	0.05630	<b>= 1.02272</b> = -0.02272	0.95471	NS

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

O Quadro 20 apresenta os resultados do VECM para os subperíodos da *commodity* Boi Gordo, sendo possível observar as diferenças significativas na correção de desequilíbrios ao longo dos períodos analisados. No período Pré-Crise, quando a variável independente é a diferença logarítmica do preço à vista ( $\Delta \ln Sp$ ) e a variável dependente é a diferença logarítmica do preço futuro ( $\Delta \ln f$ ), o coeficiente de ajuste (ECT (-1)) é de 0.14393, com erro padrão de 0.03554. A razão de velocidade de ajuste é 1.02272, e o p-valor é 0.00005, indicando significância ao nível de 1%. Isso demonstra que o preço à vista tem um papel crucial na correção de desequilíbrios do preço futuro, com 102,3% do desequilíbrio sendo corrigido a cada período, refletindo uma correção completa e rápida. Por outro lado, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln Sp$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.00320, com p-valor de 0.95471, indicando que essa relação não é estatisticamente significativa.

No período de Crise, quando  $\Delta \ln Sp$  é a variável independente e  $\Delta \ln f$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.05513, com erro padrão de 0.01544, e a razão de velocidade de ajuste é 0.63231, com p-valor de 0.00036, indicando significância ao nível de 1%. Isso significa que o preço à vista corrige 63,2% dos desequilíbrios no preço futuro a cada período, refletindo uma correção substancial. Por outro lado, quando  $\Delta \ln f$  é a variável independente e  $\Delta \ln Sp$  a dependente, o coeficiente de ajuste é -0.03206, com erro padrão de 0.01541, e a razão de velocidade de ajuste é 0.36769, com p-valor de 0.03753, indicando significância ao nível de 5%. Esses resultados sugerem que, durante a crise, tanto o preço à vista quanto o preço futuro desempenham papéis relevantes na correção de desequilíbrios, com o preço à vista corrigindo rapidamente.

No período Pós-Crise, os resultados são semelhantes aos observados no período Pré-Crise. Quando  $\Delta \ln Sp$  é a variável independente e  $\Delta \ln f$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.14393, com erro padrão de 0.03554, uma razão de velocidade de ajuste de 1.02272, e p-valor de 0.00005, indicando significância ao nível de 1%. Isso sugere que o preço à vista continua a desempenhar um papel fundamental na correção de desequilíbrios no preço futuro, com 102,3% do desequilíbrio sendo corrigido a cada período. Novamente, quando  $\Delta \ln f$  é a

variável independente e  $\Delta \ln Sp$  é a dependente, o coeficiente de ajuste é 0.00320, com p-valor de 0.95471, indicando que essa relação não é estatisticamente significativa.

Em resumo, no período Pré-Crise e Pós-Crise, o preço à vista tem uma influência extremamente significativa na correção de desequilíbrios do preço futuro, corrigindo 102,3% do desequilíbrio a cada período. Durante a Crise, tanto o preço à vista quanto o preço futuro desempenham papéis importantes na correção de desequilíbrios, com o preço à vista corrigindo 63,2% e o preço futuro 36,8% dos desequilíbrios a cada período. Esses resultados refletem a forte dinâmica de interação entre os preços à vista e futuros no mercado de Boi Gordo ao longo dos diferentes subperíodos.

Com base nos resultados obtidos, rejeita-se a hipótese nula H2: Não existe relação de ajuste ao equilíbrio e descoberta de preços entre os preços spot e futuro das commodities (milho, soja, café arábico e boi gordo) nos subperíodos (Pré crise, Crise e Pós Crise) e ao longo prazo. As evidências indicam a presença de mecanismos de correção de erros que conectam os mercados spot e futuro, sugerindo que durante todo o período e subperíodos analisados ficou evidenciado a existência da relação de ajuste ao equilíbrio e descoberta de preços entre os preços spot e futuro.

O Quadro 21 demonstra os resultados do VECM obtidos para as quatro commodities analisadas (Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo), tanto para o período completo (01/12/2016 a 31/05/2024), quanto para os subperíodos definidos como Pré-Crise, Crise e Pós-Crise.

Quadro 21 – Demonstra o Consolidado dos Resultados dos VECM resultados por sub períodos da *Commodity* (Milho, Soja, Café Arábica e Boi Gordo)

Commodity	Período	Var. Ind.	Var. Dep.	ECT(-1)	Erro Padrão	Razão de Ajuste	P-valor	Sig%	
Milho	Todo Período	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00220	0.00164	0.14324	0.17831	NS	
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01316	0.00510	0.857	0.00992	1%	
	Pré-Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00912	0.00408	0.725	0.02562	5%	
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.00346	0.01000	0.275	0.72937	NS	
	Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00180	0.00249	0.0856	0.47020	NS	
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01919	0.00832	0.9144	0.02103	5%	
	Pós-Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.02575	0.00907	1.086	0.00450	1%	
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	0.00205	0.02879	-0.086	0.94327	NS	
	Soja	Todo Período	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00134	0.00482	0.04707	0.78054	NS
			$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.02717	0.00781	0.953	0.00051	1%
Pré-Crise		$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00172	0.00659	0.0885	0.79432	NS	
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01769	0.00895	0.9115	0.04803	5%	
Crise		$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00218	0.01144	0.0302	0.84914	NS	
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.06986	0.01925	0.969	0.00028	1%	
Pós-Crise		$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.02682	0.01827	0.4486	0.14196	NS	
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.03297	0.02531	0.5514	0.19270	NS	
Café Arábica		Todo Período	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00766	0.00483	0.292	0.11287	NS
			$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01859	0.00977	0.708	0.05691	10%
	Pré-Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.00632	0.01225	0.0406	0.60597	NS	

	Crise	$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.14939	0.03277	0.959	0.00001	1%
		$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.01688	0.00831	0.4644	0.04216	5%
	Pós-Crise	$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01946	0.01664	0.5355	0.24212	NS
		$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	0.05645	0.04001	0.5660	0.15820
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.04328	0.05803	0.4340	0.45579	NS
Boi Gordo	Todo Período	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.06293	0.00993	0.819	0.00000	1%
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.01394	0.01101	0.181	0.20547	NS
	Pré-Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.14393	0.03554	1.0227	0.00005	1%
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	0.00320	0.05630	-0.0227	0.95471	NS
	Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.05513	0.01544	0.6323	0.00036	1%
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	-0.03206	0.01541	0.3677	0.03753	5%
	Pós-Crise	$\Delta \ln Sp$	$\Delta \ln f$	0.14393	0.03554	1.0227	0.00005	1%
		$\Delta \ln f$	$\Delta \ln Sp$	0.00320	0.05630	-0.0227	0.95471	NS

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

#### 4.8 Resultado do Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto

Aplicou-se o teste de Toda-Yamamoto para testar a causalidade entre variáveis em séries temporais, uma vez que método se destaca por permitir a análise de causalidade de Granger, mesmo em situações onde os dados possuem integrações de diferentes ordens, o que oferece flexibilidade em relação ao teste tradicional de causalidade de Granger.

O Quadro 22 apresenta os resultados o Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto em painel para a *commodity* milho, avaliando a relação entre os preços futuros ( $\Delta \ln f$ ) e os preços à vista ( $\Delta \ln Sp$ ) em diferentes períodos econômicos: Pré-Crise, Crise, Pós-Crise, e Todo o Período.

O Quadro 22: Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Milho.

Período	Hipóteses Nula	Test Stat.	Critical Value	P-Valor	Def	S%	Conclusão	Direção	Relação
Pré Crise	Milho - PF - Não causa Granger	4.446	1.886	0.0000	9	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional
	Milho - PV - Não causa Granger	5.772	1.886	0.0000	9	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI	
Crise	Milho - PF - Não causa Granger	7.832	1.945	0.0000	8	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional
	Milho - PV - Não causa Granger	1.712	1.945	0.091	8	10%	Rejeita-se	PVMI → PFMI	
Pós Crise	Milho - PF - Não causa Granger	2.383	2.119	0.028	6	5%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional
	Milho - PV - Não causa Granger	2.101	2.119	0.052	6	10%	Rejeita-se	PVMI → PFMI	
Todo Período	Milho - PF - Não causa Granger	13.80	1.941	0.0000	8	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional

Milho - PV - Não causa Granger Milho - PF	4.652	1.941	0.0000	8	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI
---	-------	-------	--------	---	----	------------	-------------

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

O Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto, foi realizada para entender a relação causal entre os preços futuros e à vista do milho em diferentes períodos: pré-crise, durante a crise, pós-crise e no período total. Este teste ajuda a identificar se uma variável pode prever outra, estabelecendo uma direção de causalidade entre as variáveis estudadas.

Analisando o Quadro 22 para a *commodity* milho, observam-se relações de causalidade entre os preços futuro (PFMI) e à vista (PVMI) ao longo dos diferentes períodos. No período Pré-Crise, a hipótese nula de que o preço futuro de milho (PFMI) não causa o preço à vista (PVMI) é rejeitada, com um valor estatístico de teste de 4.446, superior ao valor crítico de 1.886, e um p-valor de 0.0000, indicando significância ao nível de 1%. Da mesma forma, a hipótese nula de que o preço à vista de milho (PVMI) não causa o preço futuro (PFMI) também é rejeitada, com um valor estatístico de 5.772 e um p-valor de 0.0000. Esses resultados indicam uma relação de causalidade bi-direcional entre PFMI e PVMI no período pré-crise, sugerindo que tanto o preço futuro quanto o preço à vista influenciam-se mutuamente, sendo uma interação significativa para a descoberta de preços em ambos os mercados.

No período de Crise, a hipótese nula de que o PFMI não causa PVMI é novamente rejeitada, com um valor estatístico de 7.832, valor crítico de 1.945, e p-valor de 0.0000, indicando também significância ao nível de 1%. Por outro lado, para a hipótese de que PVMI não causa PFMI, o teste tem um valor estatístico de 1.712, próximo ao valor crítico de 1.945, e um p-valor de 0.091, indicando significância ao nível de 10%. Isso demonstra uma relação de causalidade bi-direcional entre PFMI e PVMI no período de crise, mas com maior intensidade da influência do preço futuro sobre o preço à vista, refletindo a alta volatilidade e a rápida incorporação de informações no mercado futuro durante a crise.

No período Pós-Crise, a causalidade entre PFMI e PVMI persiste. A hipótese nula de que PFMI não causa PVMI é rejeitada com um valor estatístico de 2.383, superior ao valor crítico de 2.119, e um p-valor de 0.028, indicando significância ao nível de 5%. A relação inversa, onde PVMI é a variável causante, apresenta um valor estatístico de 2.101, que está próximo do valor crítico de 2.119, com um p-valor de 0.052, indicando significância ao nível de 10%. Esse resultado aponta para uma relação bi-direcional entre PFMI e PVMI também no

período pós-crise, sugerindo que, embora ambos os preços influenciem-se mutuamente, o preço futuro exerce uma influência ligeiramente significativa sobre o preço à vista.

Por fim, ao se analisar o período completo, observa-se uma forte causalidade bi-direcional entre PFMI e PVMI. A hipótese nula de que PFMI não causa PVMI é rejeitada com um valor estatístico de 13.80 e um p-valor de 0.0000, indicando significância ao nível de 1%. Da mesma forma, a hipótese de que PVMI não causa PFMI também é rejeitada, com um valor estatístico de 4.652 e p-valor de 0.0000, confirmando a influência mútua entre os preços futuro e à vista. Esses resultados sugerem uma interdependência consistente entre os mercados ao longo do tempo, onde ambos os preços desempenham um papel essencial na descoberta de preços, embora o preço futuro tenda a liderar essa interação, especialmente em períodos de crise e alta volatilidade.

O Quadro 23 apresenta os resultados o Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto em painel para a *commodity* Soja, avaliando a relação entre os preços futuros ( $\Delta \ln f$ ) e os preços à vista ( $\Delta \ln Sp$ ) em diferentes períodos econômicos: Pré-Crise, Crise, Pós-Crise, e Todo o Período.

Quadro 23: Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Soja.

Período	Hipóteses Nula	Test Stat.	Critical value	P-Valor	Def	S%	Conclusão	Direção	Relação
Pré Crise	Soja - PF - Não causa Granger	1.914	2.105	0.075	6	10%	Rejeita-se	PFSO → PVSO	Bi-direcional
	Soja - PV - Não causa Granger	3.486	2.105	0.002	6	1%	Rejeita-se	PVSO → PFSO	
Crise	Soja - PF - Não causa Granger	1.198	1.837	0.288	10	NS			Unidirecional
	Soja - PV - Não causa Granger	7.437	1.837	0.000	10	1%		PVSO → PFSO	
Pós Crise	Soja - PF - Não causa Granger	2.085	2.119	0.054	6	10%	Rejeita-se	PFSO → PVSO	Bi-direcional
	Soja - PV - Não causa Granger	3.328	2.119	0.003	6	1%	Rejeita-se	PVSO → PFSO	
Todo Período	Soja - PF - Não causa Granger	2.398	1.833	0.008	10	1%	Rejeita-se	PFSO → PVSO	Bi-direcional
	Soja - PV - Não causa Granger	14.45	1.833	0.000	10	1%	Rejeita-se	PVSO → PFSO	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Analisando o Quadro 23 sobre o Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Soja, percebe-se uma dinâmica variada nas relações de causalidade entre os preços futuro (PFSO) e à vista (PVSO) ao longo dos diferentes períodos. No período Pré-Crise, a hipótese nula de que o preço futuro da soja (PFSO) não causa o preço à vista (PVSO) é rejeitada com um valor estatístico de teste de 1.914, próximo ao valor crítico de 2.105, e um p-valor de 0.075, indicando significância ao nível de 10%. Da mesma forma, a hipótese nula de que o preço à vista da soja (PVSO) não causa o preço futuro (PFSO) também é rejeitada, com um valor estatístico de 3.486 e um p-valor de 0.002, sugerindo significância ao nível de 1%. Esses resultados indicam uma relação de causalidade bi-direcional entre PFSO e PVSO no período pré-crise, onde ambos os mercados influenciam-se mutuamente, com o preço à vista exercendo uma influência forte sobre o preço futuro.

Enquanto que no período de Crise, a hipótese nula de que PFSO não causa PVSO não é rejeitada, com um valor estatístico de 1.198, inferior ao valor crítico de 1.837, e um p-valor de 0.288, indicando que essa relação não é estatisticamente significativa. Por outro lado, a hipótese de que PVSO não causa PFSO é rejeitada, com um valor estatístico de 7.437 e um p-valor de 0.000, indicando significância ao nível de 1%. Isso sugere uma relação de causalidade unidirecional do preço à vista para o preço futuro durante o período de crise, refletindo que o preço à vista é o principal fator na descoberta de preços neste período, enquanto o preço futuro desempenha um papel secundário.

Já no período Pós-Crise, observa-se novamente uma relação de causalidade bi-direcional entre PFSO e PVSO. A hipótese nula de que PFSO não causa PVSO é rejeitada com um valor estatístico de 2.085, próximo ao valor crítico de 2.119, e um p-valor de 0.054, indicando significância ao nível de 10%. Além disso, a hipótese nula de que PVSO não causa PFSO é rejeitada com um valor estatístico de 3.328 e p-valor de 0.003, o que indica significância ao nível de 1%. Esse resultado aponta para uma relação de influência mútua entre os preços futuro e à vista, com o preço à vista mostrando uma influência ligeiramente significativa.

No Período Total, a hipótese de que PFSO não causa PVSO é rejeitada, com um valor estatístico de 2.398 e um p-valor de 0.008, o que indica significância ao nível de 1%. Da mesma forma, a hipótese de que PVSO não causa PFSO é rejeitada com um valor estatístico de 14.45 e um p-valor de 0.000, também significativo ao nível de 1%. Estes resultados indicam uma forte causalidade bi-direcional entre os preços futuro e à vista ao longo do

período completo, onde ambos os preços contribuem para a descoberta de preços de forma significativa.

Desse modo, é possível destacar que no período Pré-Crise e Pós-Crise, há uma relação de causalidade bi-direcional entre PFSO e PVSO, com ambos os mercados se influenciando mutuamente. No período de Crise, a relação é unidirecional, onde o preço à vista causa o preço futuro, refletindo uma maior influência do mercado à vista em tempos de volatilidade. No período total, a relação bi-direcional entre os preços se mantém forte, indicando que tanto o preço futuro quanto o preço à vista exercem papéis essenciais na descoberta de preços no mercado de soja.

O Quadro 24 apresenta os resultados do Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Café Arábica, avaliando a relação entre os preços futuros ( $\Delta \ln f$ ) e os preços à vista ( $\Delta \ln Sp$ ) em diferentes períodos econômicos: Pré-Crise, Crise, Pós-Crise, e Todo o Período.

Quadro 24: Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Café Arábica.

Período	Hipóteses Nula	Test Stat.	Critical value	P-Valor	Def	S%	Conclusão	Direção	Relação
Pré Crise	Café - PF - Não causa Granger	1.914	2.105	0.075	6	10%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Bi-direcional
	Café - PV - Não causa Granger	3.486	2.105	0.002	6	1%	Rejeita-se	PVCA → PFCA	
Crise	Café - PF - Não causa Granger	1.198	1.837	0.288	10	NS			Unidirecional
	Café - PV - Não causa Granger	7.437	1.837	0.000	10	1%	Rejeita-se	PVCA → PFCA	
Pós Crise	Café - PF - Não causa Granger	2.085	2.119	0.054	6	10%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Bi-direcional
	Café - PV - Não causa Granger	3.328	2.119	0.003	6	1%	Rejeita-se	PVCA → PFCA	
Todo Período	Café - PF - Não causa Granger	2.398	1.833	0.008	10	1%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Bi-direcional
	Café - PV - Não causa Granger	14.45	1.833	0.000	10	1%	Rejeita-se	PVCA → PFCA	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Analisando o Quadro 24 sobre o Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Café Arábica, identificam-se padrões de causalidade entre os preços futuro (PFCA) e à vista (PVCA) nos diferentes períodos. Observando o período Pré-Crise, a hipótese

nula de que o preço futuro do café (PFCA) não causa o preço à vista (PVCA) é rejeitada, com um valor estatístico de teste de 1.914, próximo ao valor crítico de 2.105, e um p-valor de 0.075, indicando significância ao nível de 10%. Da mesma forma, a hipótese nula de que o preço à vista do café (PVCA) não causa o preço futuro (PFCA) também é rejeitada, com um valor estatístico de 3.486 e um p-valor de 0.002, significativo ao nível de 1%. Esses resultados indicam uma relação de causalidade bi-direcional entre PFCA e PVCA no período pré-crise, sugerindo uma interação mútua significativa, com o preço à vista exercendo uma influência intensa sobre o preço futuro.

Durante o período de Crise, a hipótese nula de que PFCA não causa PVCA não é rejeitada, com um valor estatístico de 1.198, inferior ao valor crítico de 1.837, e um p-valor de 0.288, sugerindo que essa relação não é estatisticamente significativa. Em contrapartida, a hipótese de que PVCA não causa PFCA é rejeitada, com um valor estatístico de 7.437 e um p-valor de 0.000, indicando significância ao nível de 1%. Isso aponta para uma relação de causalidade unidirecional do preço à vista para o preço futuro, destacando o papel do mercado à vista como principal fonte de influência sobre o preço futuro durante a crise, período marcado por maior volatilidade.

No período Pós-Crise, a relação de causalidade bi-direcional entre PFCA e PVCA volta a ser significativa. A hipótese nula de que PFCA não causa PVCA é rejeitada com um valor estatístico de 2.085, próximo ao valor crítico de 2.119, e um p-valor de 0.054, indicando significância ao nível de 10%. A hipótese nula de que PVCA não causa PFCA também é rejeitada, com um valor estatístico de 3.328 e um p-valor de 0.003, o que indica significância ao nível de 1%. Esse resultado sugere uma influência mútua entre os preços futuro e à vista, com o mercado à vista mostrando uma influência pronunciada sobre o mercado futuro.

Ao considerar o período total, observa-se uma forte causalidade bi-direcional entre PFCA e PVCA. A hipótese nula de que PFCA não causa PVCA é rejeitada, com um valor estatístico de 2.398 e um p-valor de 0.008, indicando significância ao nível de 1%. Da mesma forma, a hipótese de que PVCA não causa PFCA é rejeitada, com um valor estatístico de 14.45 e um p-valor de 0.000, confirmando a influência mútua e robusta entre os preços futuro e à vista ao longo de todo o período.

Em síntese, nos períodos Pré-Crise e Pós-Crise, observa-se uma relação de causalidade bi-direcional entre os preços futuro e à vista, com influência mútua. Durante o período de Crise, a causalidade é unidirecional, com o preço à vista causando o preço futuro, indicando uma maior influência do mercado à vista em tempos de alta volatilidade. No período total, a

relação bi-direcional permanece forte, evidenciando uma interdependência sólida entre os preços futuro e à vista, com ambos desempenhando papéis essenciais na descoberta de preços para o mercado de Café Arábica.

O Quadro 25 apresenta os resultados do teste de Causalidade de Toda – Yamamoto para a *commodity* Boi Gordo, distribuídos ao longo de três períodos distintos: Pré-Crise, Crise e Pós-Crise, além de um agregado do Todo Período.

Quadro 25: Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Boi Gordo.

Período	Hipóteses Nula	Test Stat.	Critical value	P-Valor	Def	S%	Conclusão	Direção	Relação
Pré Crise	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo PV	11.63	1.837	0.000	10	1%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Bi-direcional
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	5.071	1.837	0.000	10	1%	Rejeita-se	PVBG → PFBG	
Crise	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PV	6.364	1.886	0.000	9	1%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Unidirecional
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	0.4763	1.886	0.891	9	NS			
Pós Crise	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PV	2.950	2.119	0.008	6	1%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Bi-direcional
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	2.568	2.119	0.019	6	5%	Rejeita-se	PVBG → PFBG	
Todo Período	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PV	14.13	1.755	0.000	12	1%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Unidirecional
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	1.515	1.755	0.111	12	NS			

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

O Quadro 25 refere-se ao Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Boi Gordo, sendo possível observar os padrões de causalidade entre os preços futuro (PFBG) e à vista (PVBG) ao longo dos diferentes períodos. No período Pré-Crise, a hipótese nula de que o preço futuro de Boi Gordo (PFBG) não causa o preço à vista (PVBG) é rejeitada, com um valor estatístico de teste de 11.63, superior ao valor crítico de 1.837, e um p-valor de 0.000, indicando significância ao nível de 1%. Da mesma forma, a hipótese nula de

que o preço à vista (PVBG) não causa o preço futuro (PFBG) também é rejeitada, com um valor estatístico de 5.071 e p-valor de 0.000, também significativo ao nível de 1%. Esses resultados indicam uma relação de causalidade bi-direcional entre PFBG e PVBG no período pré-crise, sugerindo que ambos os mercados se influenciam mutuamente, com uma interação relevante para a descoberta de preços.

Enquanto que durante o período de Crise, a hipótese nula de que PFBG não causa PVBG é rejeitada com um valor estatístico de 6.364, superior ao valor crítico de 1.886, e um p-valor de 0.000, indicando significância ao nível de 1%. No entanto, para a hipótese de que PVBG não causa PFBG, o valor estatístico de 0.4763 não é suficiente para rejeitar a hipótese, com um p-valor de 0.891, sugerindo que essa relação não é estatisticamente significativa. Esse resultado indica uma relação de causalidade unidirecional, onde o preço futuro de Boi Gordo exerce uma influência significativa sobre o preço à vista durante a crise, sugerindo que o mercado futuro lidera a descoberta de preços em períodos de alta volatilidade.

No período Pós-Crise, observa-se novamente uma relação de causalidade bi-direcional entre PFBG e PVBG. A hipótese nula de que PFBG não causa PVBG é rejeitada com um valor estatístico de 2.950, superior ao valor crítico de 2.119, e um p-valor de 0.008, indicando significância ao nível de 1%. Da mesma forma, a hipótese nula de que PVBG não causa PFBG é rejeitada com um valor estatístico de 2.568 e p-valor de 0.019, indicando significância ao nível de 5%. Esse resultado sugere uma interação mútua entre os preços futuro e à vista, onde ambos influenciam-se mutuamente e contribuem para a descoberta de preços.

Ao analisar o Período Total, observa-se uma relação de causalidade unidirecional do preço futuro para o preço à vista. A hipótese nula de que PFBG não causa PVBG é rejeitada com um valor estatístico de 14.13 e um p-valor de 0.000, significativo ao nível de 1%. No entanto, a hipótese de que PVBG não causa PFBG não é rejeitada, com um valor estatístico de 1.515 e p-valor de 0.111, sugerindo que essa relação não é estatisticamente significativa. Esse resultado indica que, ao longo de todo o período, o preço futuro exerce uma influência dominante sobre o preço à vista, enquanto o inverso não é observado.

Em síntese, no período Pré-Crise e Pós-Crise, há uma relação de causalidade bi-direcional entre os preços futuro e à vista de Boi Gordo, refletindo uma influência mútua na descoberta de preços. Durante o período de Crise, a relação é unidirecional, com o preço futuro causando o preço à vista, o que destaca o papel do mercado futuro em tempos de maior volatilidade. No período total, a relação unidirecional do preço futuro para o preço à vista

prevalece, mostrando que o preço futuro lidera a descoberta de preços ao longo do tempo para o mercado de Boi Gordo.

O Quadro 26 demonstra o consolidado dos resultados obtidos por meio do Teste de Causalidade em Painel de Toda-Yamamoto tem como objetivo sistematizar e comparar os padrões de causalidade entre os preços futuros e à vista das principais commodities agropecuárias brasileiras — milho, soja, café arábica e boi gordo, ao longo dos períodos Pré-Crise, Crise, Pós-Crise e do Período Total.

Quadro 26: Demonstra o Consolidado dos Resultados dos Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* milho, soja, café arábica e boi gordo.

Com	Período	Hipótese Nula	Test Stat.	Valor Crítico	P-Valor	Def	Sig %	Conclusão	Direção	Relação	
Milho	Pré-Crise	PFMI → PVMI	4,446	1,886	0	9	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional	
		PVMI → PFMI	5,772	1,886	0	9	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI		
	Crise	PFMI → PVMI	7,832	1,945	0	8	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional	
		PVMI → PFMI	1,712	1,945	0,0	91	8	10%	Rejeita-se		PVMI → PFMI
	Pós-Crise	PFMI → PVMI	2,383	2,119	0,0	28	6	5%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional
		PVMI → PFMI	2,101	2,119	0,0	52	6	10%	Rejeita-se	PVMI → PFMI	
	Todo Período	PFMI → PVMI	13,8	1,941	0	8	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional	
		PVMI → PFMI	4,652	1,941	0	8	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI		
Soja	Pré-Crise	PFVSO →			0,0					Bi-direcional	
		PVSO	1,914	2,105	75	6	10%	Rejeita-se	PFVSO → PVSO		
		PVSO → PFVSO	3,486	2,105	0,0	02	6	1%	Rejeita-se		PVSO → PFVSO
	Crise	PFVSO →			0,2					Unidirecional	
		PVSO	1,198	1,837	88	10	NS	Rejeita-se	PFVSO → PVSO		
		PVSO → PFVSO	7,437	1,837	0	10	1%	Rejeita-se	PVSO → PFVSO		
	Pós-Crise	PFVSO →			0,0					Bi-direcional	
		PVSO	2,085	2,119	54	6	10%	Rejeita-se	PFVSO → PVSO		
		PVSO → PFVSO	3,328	2,119	0,0	03	6	1%	Rejeita-se		PVSO → PFVSO
	Todo Período	PFVSO →			0,0					Bi-direcional	
		PVSO	2,398	1,833	08	10	1%	Rejeita-se	PFVSO → PVSO		
		PVSO → PFVSO	14,45	1,833	0	10	1%	Rejeita-se	PVSO → PFVSO		
Café Arábica	Pré-Crise	PFCA →			0,0				PFCA →	Bi-direcional	
		PVCA	1,914	2,105	75	6	10%	Rejeita-se	PVCA		
		PVCA → PFCA	3,486	2,105	0,0	02	6	1%	Rejeita-se		PFCA
	Crise	PFCA →			0,2				PFCA →	Unidirecional	
		PVCA	1,198	1,837	88	10	NS	Rejeita-se	PVCA		
		PVCA → PFCA	7,437	1,837	0	10	1%	Rejeita-se	PFCA		
	Pós-Crise	PFCA →			0,0				PFCA →	Bi-direcional	
		PVCA	2,085	2,119	54	6	10%	Rejeita-se	PVCA		
		PVCA → PFCA	3,328	2,119	0,0	03	6	1%	Rejeita-se		PFCA
	Todo Período	PFCA →			0,0				PFCA →	Bi-direcional	
		PVCA	2,398	1,833	08	10	1%	Rejeita-se	PVCA		

		PVCA → PFCA	14,45	1,833	0	10	1%	Rejeita-se	PVCA → PFCA	
Boi Gordo	Pré-Crise	PFBG → PVBG	11,63	1,837	0	10	1%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Bi-direcional
		PVBG → PFBG	5,071	1,837	0	10	1%	Rejeita-se	PVBG → PFBG	
		PFBG → PVBG	6,364	1,886	0	9	1%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	
	PVBG → PFBG	0,476		0,8				PVBG → PFBG		
	PFBG → PVBG	3	1,886	91	9	NS	Rejeita-se	PFBG → PVBG		
	Pós-Crise	PFBG → PVBG	2,95	2,119	08	6	1%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Bi-direcional
		PVBG → PFBG	2,568	2,119	19	6	5%	Rejeita-se	PVBG → PFBG	
		PFBG → PVBG	14,13	1,755	0	12	1%	Não Rejeita	PFBG → PVBG	
	Todo Período	PVBG → PFBG	1,515	1,755	11	12	NS	Rejeita	PVBG → PFBG	
		PFBG → PVBG			0,1			Não Rejeita	PFBG → PVBG	

#### 4.9 Resultado do Teste Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto

O Teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto é uma variação do teste de causalidade Toda-Yamamoto, adaptada para dados em painel e focada em identificar relações de causalidade entre variáveis para múltiplos indivíduos (ou cross-sections) ao longo do tempo.

Assim o Quadro 27 apresenta os resultados do teste referente à Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* milho em relação as commodities (milho, soja, café e boi gordo), distribuídos ao longo de três períodos distintos: Pré-Crise, Crise e Pós-Crise, além de um agregado do Todo Período.

Quadro 27: Teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Milho.

Per.	Hipóteses Nula	Test S.	Value	P-Valor	D e	S %	Conclusão	Direção	Relação
Pré Crise	Milho - PF - Não causa Granger Soja - PF	3.770	9.488	0.438	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Soja - PV	4.151	9.488	0.386	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF - Não causa Granger Café - PF	4.475	9.488	0.346	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Café - PV	3.659	9.488	0.454	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	4.242	9.488	0.374	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	18.40	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PFMI → PVBG	Unidirecional
	Milho - PF - Não causa Granger Milho - PV	36.25	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional
	Milho - PV - Não causa Granger Milho - PF	19.05	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI	
	Milho - PV Não causa Granger Soja - PF	3.963	9.488	0.411	4	NS	Não rejeita	-	-

Milho - PV - Não causa Granger Soja - PV	4.233	9.488	0.375	4	NS	Não rejeita	-	-
Milho - PV - Não causa Granger Café - PF	2.577	9.488	0.631	4	NS	Não rejeita	-	-
Milho - PV Não causa Granger Café - PV	4.667	9.488	0.323	4	NS	Não rejeita	-	-
Milho - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	7.245	9.488	0.124	4	NS	Não rejeita	-	-
Milho - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	0.6830	9.488	0.953	4	NS	Não rejeita	-	-

<b>Crise</b>	Milho - PF - Não causa Granger Soja - PF	1.643	9.488	0.801	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Soja - PV	5.516	9.488	0.238	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF - Não causa Granger Café - PF	1.700	9.488	0.791	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Café - PV	5.500	9.488	0.240	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	3.510	9.488	0.476	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	5.959	9.488	0.202	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF - Não causa Granger Milho - PV	8.603	9.488	0.072	4	10%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi- direcional
	Milho - PV - Não causa Granger Milho - PF	43.75	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI	
	Milho - PV Não causa Granger Soja - PF	7.630	9.488	0.106	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV - Não causa Granger Soja - PV	1.639	9.488	0.802	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV - Não causa Granger Café - PF	2.198	9.488	0.699	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV Não causa Granger Café - PV	3.132	9.488	0.536	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	4.876	9.488	0.300	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	1.899	9.488	0.754	4	NS	Não rejeita	-	-

<b>Pós Crise</b>	Milho - PF - Não causa Granger Soja - PF	5.271	9.488	0.261	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Soja - PV	8.134	9.488	0.087	4	10%	Rejeita-se	PFMI → PVSO	Uni diric ional
	Milho - PF - Não causa Granger Café - PF	4.618	9.488	0.329	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Café - PV	4.531	9.488	0.339	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	6.304	9.488	0.178	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	7.015	9.488	0.135	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF - Não causa Granger Milho - PV	12.68	9.488	0.013	4	5%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Uni diric ional

	Milho - PV - Não causa Granger Milho - PF	7.068	9.488	0.132	4	NS	Não rejeita	PVMI → PFMI	
	Milho - PV Não causa Granger Soja - PF	7.264	9.488	0.123	4	NS	Não rejeita		-
	Milho - PV - Não causa Granger Soja - PV	8.227	9.488	0.084	4	10%	Rejeita-se	PVMI → PVSO	Uni diric ional
	Milho - PV - Não causa Granger Café - PF	2.971	9.488	0.563	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV Não causa Granger Café - PV	5.674	9.488	0.225	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	16.73	9.488	0.002	4	1%	Rejeita-se	PVMI → PFBG	Uni diric ional
	Milho - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	1.921	9.488	0.750	4	NS	Não rejeita	-	-
<b>Todo período</b>	Milho - PF - Não causa Granger Soja - PF	3.357	9.488	0.500	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Soja - PV	7.863	9.488	0.097	4	10%	Rejeita-se	PFMI → PVSO	Uni diric ional
	Milho - PF - Não causa Granger Café - PF	4.343	9.488	0.362	4	NS	Não rejeita	-	Uni diric ional
	Milho - PF Não causa Granger Café - PV	8.144	9.488	0.086	4	10%	Rejeita-se	PFMI → PVCA	Uni diric ional
	Milho - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	7.622	9.488	0.106	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	12.31	9.488	0.015	4	5%	Rejeita-se	PFMI → PVBG	Uni diric ional
	Milho - PF - Não causa Granger Milho - PV	23.10	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi- direc ional
	Milho - PV - Não causa Granger Milho - PF	73.35	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI	
	Milho - PV Não causa Granger Soja - PF	9.018	9.488	0.061	4	10%	Rejeita-se	PVMI → PFSO	Uni diric ional
	Milho - PV - Não causa Granger Soja - PV	4.500	9.488	0.343	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV - Não causa Granger Café - PF	2.297	9.488	0.681	4	NS	Não rejeita	-	
	Milho - PV Não causa Granger Café - PV	6.514	9.488	0.164	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	12.20	9.488	0.016	4	5%	Rejeita-se	PVMI → PFBG	Uni diric ional
Milho - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	3.584	9.488	0.465	4	NS	Não rejeita	-	-	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Analisando o Quadro 27 sobre o Teste de Análise Cruzada em Pannel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Milho, identifica-se uma dinâmica complexa de relações de causalidade entre o preço futuro (PFMI) e o preço à vista (PVMI) do milho, bem como interações com outras commodities como soja, café e boi gordo, ao longo dos períodos Pré-Crise, Crise, Pós-Crise e Todo Período. Essa análise detalha as relações de causalidade significativas em cada subperíodo, permitindo compreender as interações entre os mercados e suas implicações para a descoberta de preços.

No período Pré-Crise, observa-se uma relação de causalidade bi-direcional entre os preços futuro e à vista do milho. A hipótese nula de que o preço futuro de milho (PFMI) não causa o preço à vista (PVMI) é rejeitada com um valor estatístico de 36.25 e p-valor de 0.000, indicando significância ao nível de 1%. A hipótese inversa, de que o preço à vista de milho (PVMI) não causa o preço futuro (PFMI), também é rejeitada com um valor estatístico de 19.05 e p-valor de 0.001, igualmente significativo ao nível de 1%. Esses resultados sugerem uma interação forte e mútua entre os mercados futuro e à vista do milho, onde ambos influenciam-se reciprocamente, desempenhando papéis relevantes na formação e descoberta de preços. Além disso, há uma relação unidirecional significativa entre o preço futuro do milho e o preço à vista do boi gordo (PVBG), com um p-valor de 0.001 ao nível de 1%. Essa influência pode refletir a relação entre o milho, principal insumo para ração, e o setor de pecuária, sugerindo que variações nos preços futuros do milho impactam diretamente os custos e, conseqüentemente, os preços do boi gordo.

Durante o período de Crise, a relação de causalidade entre PFMI e PVMI permanece bi-direcional. A hipótese nula de que PFMI não causa PVMI é rejeitada com um valor estatístico de 8.603 e p-valor de 0.072, indicando significância ao nível de 10%. A relação inversa (PVMI  $\rightarrow$  PFMI) é ainda significativa, com um valor estatístico de 43.75 e p-valor de 0.000, ao nível de 1%. Essa continuidade da interdependência entre os preços à vista e futuro de milho durante a crise sugere que ambos os preços se ajustam e respondem rapidamente às condições voláteis do mercado, refletindo a importância de ambos na formação de preços em tempos de incerteza. Não se observa significância nas relações de causalidade entre os preços de milho e outras commodities, como soja e café, sugerindo que, durante a crise, o mercado de milho se ajusta internamente, sem influência estatisticamente significativa de outras commodities.

No período Pós-Crise, a relação de causalidade entre PFMI e PVMI passa a ser unidirecional. A hipótese nula de que PFMI não causa PVMI é rejeitada ao nível de 5%, com

um valor estatístico de 12.68 e p-valor de 0.013, indicando que o preço futuro exerce influência significativa sobre o preço à vista, enquanto o inverso não é observado (p-valor de 0.132). Isso implica que, após a crise, o mercado futuro de milho assume uma posição de liderança na descoberta de preços, onde as variações nos preços futuros orientam o ajuste dos preços à vista. Além disso, há uma relação unidirecional entre o preço futuro do milho e o preço à vista da soja (PVSO), com um p-valor de 0.087, significativo ao nível de 10%, indicando que o preço futuro do milho pode influenciar o preço da soja, possivelmente devido a uma correlação entre as duas commodities na produção agrícola. Observa-se também que o preço à vista do milho influencia o preço futuro do boi gordo (PFBG), com um p-valor de 0.002 ao nível de 1%, sugerindo que o mercado de boi gordo é sensível às variações no preço do milho como insumo, especialmente em termos de custos de alimentação.

No período completo, observa-se uma relação de causalidade bi-direcional sólida entre PFMI e PVMI. A hipótese de que PFMI não causa PVMI é rejeitada com um valor estatístico de 23.10 e p-valor de 0.000, e a hipótese inversa (PVMI  $\rightarrow$  PFMI) também é rejeitada com um valor estatístico de 73.35 e p-valor de 0.000, ambos ao nível de 1%. Isso sugere que a interdependência entre os preços futuro e à vista do milho se mantém ao longo de todo o período, indicando que ambos os mercados desempenham papéis críticos na descoberta de preços de longo prazo. Adicionalmente, há uma relação unidirecional onde o preço futuro do milho influencia o preço à vista do café (PVCA), com um p-valor de 0.086 ao nível de 10%, refletindo que as mudanças nos preços futuros de milho podem impactar o mercado de café, possivelmente devido a efeitos indiretos de custos agrícolas. O preço à vista do milho também influencia o preço futuro do boi gordo (PFBG), com um p-valor de 0.016 ao nível de 5%, reafirmando a relação entre essas duas commodities ao longo do tempo.

No período Pré-Crise e no período total, observa-se uma relação de causalidade bi-direcional entre os preços futuro e à vista do milho, sugerindo uma interdependência significativa onde ambos os mercados contribuem para a descoberta de preços. Durante o período de Crise, essa relação bi-direcional persiste, refletindo a importância de ambos os preços em períodos de alta volatilidade. No período Pós-Crise, o preço futuro de milho assume um papel de liderança, influenciando significativamente o preço à vista de maneira unidirecional, indicando que o mercado futuro orienta a formação de preços à vista neste contexto. As relações unidirecionais entre o milho e outras commodities, como boi gordo e soja, em diversos períodos, reforçam a influência do milho sobre esses mercados, refletindo o

papel do milho como insumo e suas interações com setores produtivos relacionados, especialmente em termos de custos de produção e ajustes de preços no mercado.

O Quadro 28 apresenta os resultados do teste referente à Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Soja em relação as commodities (milho, soja, café e boi gordo), distribuídos ao longo de três períodos distintos: Pré-Crise, Crise e Pós-Crise, além de um agregado do Todo Período.

Quadro 28: Teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Soja

Per.	Hipóteses Nula	Test S.	Value	P Valor	D e	S %	Conclusão	Direção	Relação
Pré Crise	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PF	5.171	9.488	0.270	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PV	8.345	9.488	0.080	4	10 %	Rejeita-se	PFSO → PVMI	Uni direcional
	Soja - PF - Não causa Granger Soja - PV	18.14	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVSO	Uni direcional -
	Soja - PV - Não causa Granger Soja - PF	7.493	9.488	0.112	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	0.8767	9.488	0.928	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	1.716	9.488	0.788	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PV	2.274	9.488	0.685	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PF	7.186	9.488	0.126	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PF	7.353	9.488	0.118	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PV	7.084	9.488	0.132	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Café - PF	7.915	9.488	0.095	4	10 %	Rejeita-se	PVSO → PFCA	Bi-direcional
	Soja - PV Não causa Granger Café - PV	18.55	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PVSO → PVCA	
	Soja - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	2.485	9.488	0.647	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	3.157	9.488	0.532	4	NS	Não rejeita	-	-
Crise	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PF	3.613	9.488	0.461	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PV	0.7217	9.488	0.949	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Soja - PV	37.48	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVSO	Uni direcional

	Soja - PV - Não causa Granger Soja - PF	2.950	9.488	0.566	4	NS	Não rejeita	-	
	Soja - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	5.928	9.488	0.205	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	5.489	9.488	0.241	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PF	21.63	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PFCA	Uni diriccional
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PV	5.632	9.488	0.228	4	NS	Não rejeita		
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PF	4.821	9.488	0.306	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PV	5.684	9.488	0.224	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Café - PF	18.77	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PVSO → PFCA	Uni diriccional
	Soja - PV Não causa Granger Café - PV	1.183	9.488	0.881	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	7.986	9.488	0.092	4	10%	Não rejeita	PVSO → PFBG	Bi- direccional
	Soja - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	7.913	9.488	0.095	4	10%	Não rejeita	PVSO → PVBG	
Pós Crise	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PF	3.001	9.488	0.558	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PV	0.4039	9.488	0.982	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Soja - PV	13.87	9.488	0.008	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PFSO	Bi- direccional
	Soja - PV - Não causa Granger Soja - PF	10.41	9.488	0.034	4	5%	Rejeita-se	PVSO → PFSO	
	Soja - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	5.710	9.488	0.222	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	6.721	9.488	0.151	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PV	1.348	9.488	0.853	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PF	5.398	9.488	0.249	4	NS	Não rejeita	-	-

	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PF	2.829	9.488	0.587	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PV	2.737	9.488	0.603	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Café - PF	1.643	9.488	0.801	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV Não causa Granger Café - PV	3.797	9.488	0.434	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	0.8509	9.488	0.932	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	7.909	9.488	0.095	4	10%	Rejeita-se	PVSO → PVBG	Uni diriccional

Todo Período	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PF	7.758	9.488	0.101	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PV	1.586	9.488	0.811	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Soja - PV	93.61	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVSO	Bi - direccional
	Soja - PV - Não causa Granger Soja - PF	8.535	9.488	0.074	4	10%	Rejeita-se	PVSO → PFSO	Bi - direccional
	Soja - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	6.466	9.488	0.167	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	6.583	9.488	0.160	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PV	29.56	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVCA	Bi - direccional
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PF	9.731	9.488	0.045	4	5%	Rejeita-se	PVSO → PFCA	Bi - direccional
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PF	15.20	9.488	0.004	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVMI	Bi - direccional
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PV	12.12	9.488	0.016	4	5%	Não rejeita	PVSO → PFMI	Bi - direccional
	Soja - PV - Não causa Granger Café - PF	15.86	9.488	0.003	4	1%	Rejeita-se	PVSO → PFCA	Uni diriccional
	Soja - PV Não causa Granger Café - PV	3.646	9.488	0.456	4	NS	Não rejeita	-	-
	Soja - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	8.898	9.488	0.064	4	10%	Rejeita-se	PVSO → PFBG	Uni diriccional
	Soja - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	5.756	9.488	0.218	4	NS	Não rejeita	-	-

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Analisando o Quadro 28, que apresenta o Teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Soja, observam-se várias interações de

causalidade entre os preços futuro (PFSO) e à vista (PVSO) da soja com os preços de outras commodities, como milho, café e boi gordo, ao longo dos períodos Pré-Crise, Crise, Pós-Crise e Todo Período. Esta análise detalha as relações de causalidade e sua significância em cada subperíodo, fornecendo uma visão abrangente sobre como o mercado de soja interage com outros mercados.

No período Pré-Crise, algumas relações de causalidade significativas são evidenciadas. Observa-se uma relação unidirecional entre o preço futuro da soja (PFSO) e o preço à vista do milho (PVMI), com um valor estatístico de 8.345 e p-valor de 0.080, indicando significância ao nível de 10%. Além disso, a hipótese nula de que o preço futuro da soja não causa o preço à vista da própria soja (PVSO) é rejeitada ao nível de 1% (p-valor de 0.001), indicando que o preço futuro influencia significativamente o preço à vista dentro do próprio mercado de soja. Outra relação relevante é observada entre PVSO e PFCA, onde a hipótese nula é rejeitada com um valor estatístico de 7.915 e p-valor de 0.095, indicando significância ao nível de 10% e apontando uma relação bi-direcional entre os mercados de soja e café. Esses resultados sugerem que, antes da crise, o preço futuro da soja não só exerce uma influência significativa dentro do próprio mercado de soja, mas também afeta o mercado de milho, enquanto o preço à vista da soja mostra influência sobre o café, indicando uma interligação relevante entre esses mercados.

Durante o período de Crise, a relação de causalidade entre os preços futuro e à vista da soja se torna ainda evidente. A hipótese nula de que PFSO não causa PVSO é rejeitada com um valor estatístico de 37.48 e p-valor de 0.000, indicando uma relação unidirecional ao nível de 1%. Isso sugere que, durante a crise, o mercado futuro de soja lidera a descoberta de preços no mercado à vista. Além disso, há uma relação unidirecional entre PFSO e PFCA (p-valor de 0.000), indicando que o mercado futuro da soja influencia o mercado futuro de café. A relação entre PVSO e PFCA também se destaca, com um valor estatístico de 18.77 e p-valor de 0.001, confirmando que o mercado de café é sensível às variações nos preços à vista de soja durante períodos de volatilidade. Esses resultados sugerem que, em tempos de crise, o mercado futuro da soja assume uma posição de liderança na determinação de preços, influenciando tanto o seu próprio mercado à vista quanto o mercado de café.

No período Pós-Crise, há uma persistência de algumas relações de causalidade observadas anteriormente, mas com novos padrões emergentes. A hipótese nula de que PFSO não causa PVSO é novamente rejeitada ao nível de 1% (p-valor de 0.008), indicando uma relação bi-direcional entre os preços futuro e à vista da soja. A relação inversa (PVSO →

PFSO) também é significativa ao nível de 5%, com um p-valor de 0.034. Esse resultado sugere uma interação mútua entre os preços da soja, onde ambos os mercados influenciam-se e contribuem para a formação de preços. A relação entre PVS0 e o preço à vista do boi gordo (PVBG) também se destaca com uma significância de 10% (p-valor de 0.095), indicando uma influência unidirecional do mercado de soja sobre o mercado de boi gordo, possivelmente devido à influência do custo de ração na pecuária.

Considerando o período total, observa-se uma relação bi-direcional robusta entre os preços futuro e à vista da soja, confirmada pela rejeição das hipóteses nulas de PFSO não causar PVS0 (valor estatístico de 93.61 e p-valor de 0.000) e PVS0 não causar PFSO (p-valor de 0.074). A soja também apresenta influência significativa sobre o mercado de café, com uma relação bi-direcional entre PFSO e PVCA, indicando uma interdependência entre essas commodities. Além disso, a hipótese nula de que o preço à vista da soja (PVS0) não causa o preço futuro do milho (PFMI) é rejeitada com um p-valor de 0.004 ao nível de 1%, indicando uma relação bi-direcional entre o mercado de soja e milho, o que pode refletir a ligação entre essas commodities devido à substituição na produção agrícola. Observa-se também uma influência unidirecional significativa do preço à vista de soja sobre o preço futuro do boi gordo (PFBG) com um p-valor de 0.064 ao nível de 10%.

Em resumo, no período Pré-Crise e no período total, a soja mostra uma relação bi-direcional entre os preços futuro e à vista, indicando uma interação mútua significativa para a descoberta de preços. Durante a crise, o mercado futuro de soja assume um papel de liderança, exercendo influência sobre o mercado à vista de soja e sobre o mercado de café. No período Pós-Crise, a interação bi-direcional entre PFSO e PVS0 sugere que ambos os preços se ajustam mutuamente, refletindo uma forte interdependência no mercado de soja. As relações unidirecionais da soja com o milho e o boi gordo, observadas ao longo de diferentes períodos, indicam que o mercado de soja influencia o mercado de boi gordo devido ao custo de ração, e o mercado de milho devido à substituição agrícola, destacando a importância da soja como uma *commodity* que interage e impacta múltiplos mercados agrícolas.

O Quadro 29 apresenta os resultados do teste referente à Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Café Arábica em relação as commodities (milho, soja, café e boi gordo), distribuídos ao longo de três períodos distintos: Pré-Crise, Crise e Pós-Crise, além de um agregado do Todo Período.

Quadro 29: Teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Café Arábica.

Per.	Hipóteses Nula	Test S.	Value	P Valor	D e	S %	Conclusão	Direção	Relação	
Pré Crise	Café - PF - Não causa Granger Milho - PF	1.325	9.488	0.857	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PF - Não causa Granger Milho - PV	5.895	9.488	0.207	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PF	7.453	9.488	0.114	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PV	2.739	9.488	0.602	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	1.351	9.488	0.853	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	4.792	9.488	0.309	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PF - Não causa Granger Café - PV	25.22	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Bi-direcional	
	Café - PV - Não causa Granger Café - PF	11.85	9.488	0.018	4	5%	Rejeita-se	PVCA → PFCA		
	Café - PV - Não causa Granger Milho - PF	4.458	9.488	0.348	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PV - Não causa Granger Milho - PV	3.686	9.488	0.450	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PV - Não causa Granger Soja - PF	0.4601	9.488	0.977	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PV Não causa Granger Soja - PV	1.067	9.488	0.899	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	4.139	9.488	0.388	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Café - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	3.135	9.488	0.536	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Crise	Café - PF - Não causa Granger Milho - PF	0.8991	9.488	0.925	4	NS	Não rejeita	-	-
		Café - PF - Não causa Granger Milho - PV	3.325	9.488	0.505	4	NS	Não rejeita	-	-
Café - PF - Não causa Granger Soja - PF		6.680	9.488	0.154	4	NS	Não rejeita	-	-	
Café - PF - Não causa Granger Soja - PV		4.076	9.488	0.396	4	NS	Não rejeita	-	-	
Café - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF		0.8570	9.488	0.931	4	NS	Não rejeita	-	-	
Café - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV		1.414	9.488	0.842	4	NS	Não rejeita	-	-	
Café - PF - Não causa Granger Café - PV		63.19	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Uni-direcional	
Café - PV - Não causa Granger Café - PF		6.110	9.488	0.191	4	NS	Não rejeita	-		
Café - PV - Não causa Granger Milho - PF		0.6276	9.488	0.960	4	NS	Não rejeita	-	-	
Café - PV - Não causa Granger Milho - PV		7.496	9.488	0.112	4	NS	Não rejeita	-	-	
Café - PV - Não causa Granger Soja - PF		2.962	9.488	0.564	4	NS	Não rejeita	-	-	

	Café - PV Não causa Granger Soja - PV	9.092	9.488	0.059	4	10%	Rejeita-se	PVCA → PVSO	Uni diricional
	Café - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	1.258	9.488	0.869	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	5.546	9.488	0.236	4	NS	Não rejeita	-	-

<b>Pós Crise</b>	Café - PF - Não causa Granger Milho - PF	1.914	9.488	0.752	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Milho - PV	2.714	9.488	0.607	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PF	0.3708	9.488	0.985	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PV	4.068	9.488	0.397	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	2.028	9.488	0.731	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	0.6750	9.488	0.954	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Café - PV	36.89	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Bi- direcional
	Café - PV - Não causa Granger Café - PF	11.48	9.488	0.022	4	5%	Rejeita-se	PVCA → PFCA	
	Café - PV - Não causa Granger Milho - PF	2.253	9.488	0.689	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV - Não causa Granger Milho - PV	7.153	9.488	0.128	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV - Não causa Granger Soja - PF	2.225	9.488	0.694	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV Não causa Granger Soja - PV	2.942	9.488	0.567	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	3.820	9.488	0.431	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	5.254	9.488	0.262	4	NS	Não rejeita	-	-

<b>Todo Período</b>	Café - PF - Não causa Granger Milho - PF	2.482	9.488	0.648	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Milho - PV	6.435	9.488	0.169	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PF	7.746	9.488	0.101	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PV	4.075	9.488	0.396	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	1.834	9.488	0.766	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	2.487	9.488	0.647	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Café - PV	144.7	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Bi- direcional

Café - PV - Não causa Granger Café - PF	11.41	9.488	0.022	4	5%	Rejeita-se	PVCA → PFCA	
Café - PV - Não causa Granger Milho - PF	0.6734	9.488	0.955	4	NS	Não rejeita	-	
Café - PV - Não causa Granger Milho - PV	5.896	9.488	0.207	4	NS	Não rejeita	-	
Café - PV - Não causa Granger Soja - PF	4.044	9.488	0.400	4	NS	Não rejeita		
Café - PV Não causa Granger Soja - PV	9.837	9.488	0.043	4	5%	Rejeita-se	PVCA → PVSO	Uni diriccional
Café - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	3.532	9.488	0.473	4	NS	Não rejeita	-	
Café - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	8.027	9.488	0.091	4	10%	Não rejeita	-	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Analisando o Quadro 29, que detalha o Teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Café, é possível observar uma série de interações de causalidade entre os preços futuro (PFCA) e à vista (PVCA) do café e os preços de outras commodities, como milho, soja e boi gordo, em diferentes períodos (Pré-Crise, Crise, Pós-Crise e Todo Período). Este exame permite identificar quais mercados possuem influência mútua e quais são dominados por uma relação de causalidade unidirecional.

Durante o período Pré-Crise, há uma relação de causalidade bi-direcional significativa entre os preços futuro e à vista do café. A hipótese nula de que PFCA não causa PVCA é rejeitada com um valor estatístico de 25.22 e p-valor de 0.000, indicando significância ao nível de 1%. De modo similar, a hipótese de que PVCA não causa PFCA também é rejeitada ao nível de 5% (p-valor de 0.018). Esses resultados indicam que, antes da crise, os mercados de café à vista e futuro influenciam-se reciprocamente, sugerindo que ambos desempenham papéis importantes na descoberta de preços. Não foram identificadas outras relações de causalidade significativas entre o café e outras commodities neste período, o que sugere uma independência relativa do mercado de café em relação ao milho, soja e boi gordo antes da crise.

No período de Crise, a relação de causalidade entre PFCA e PVCA permanece significativa, mas agora apresenta uma relação unidirecional. A hipótese nula de que PFCA não causa PVCA é rejeitada com um valor estatístico de 63.19 e p-valor de 0.000, indicando significância ao nível de 1%. No entanto, a relação inversa (PVCA → PFCA) não é estatisticamente significativa (p-valor de 0.191), sugerindo que, durante a crise, o mercado futuro de café exerce uma influência dominante sobre o mercado à vista. Esse comportamento

é esperado, pois, em tempos de volatilidade, os mercados futuros tendem a liderar a descoberta de preços devido à sua capacidade de incorporar novas informações rapidamente. Além disso, a hipótese de que PVCA causa PVS0 é rejeitada ao nível de 10% (p-valor de 0.059), sugerindo uma influência unidirecional do mercado de café sobre o mercado à vista de soja, possivelmente refletindo a correlação entre as commodities em termos de exportação e produção agrícola.

No período Pós-Crise, a relação de causalidade entre PFCA e PVCA volta a ser bidirecional, com ambos os preços influenciando-se mutuamente. A hipótese nula de que PFCA não causa PVCA é rejeitada ao nível de 1% (p-valor de 0.000), e a relação inversa (PVCA → PFCA) também é significativa ao nível de 5% (p-valor de 0.022). Isso indica que, após a crise, os mercados de café à vista e futuro retomam uma interdependência na formação de preços, sugerindo que ambos os mercados contribuem para o equilíbrio de longo prazo e para a descoberta de preços. Esta interação mútua entre os preços futuro e à vista do café no período pós-crise pode refletir uma estabilização no mercado, onde as influências bidirecionais contribuem para uma formação de preços equilibrada.

No período Todo Período, observa-se uma continuidade na relação bi-direcional entre PFCA e PVCA, com rejeição das hipóteses nulas de PFCA não causa PVCA (valor estatístico de 144.7 e p-valor de 0.000) e PVCA não causa PFCA (p-valor de 0.022), indicando uma forte interdependência entre os preços do café no longo prazo. Além disso, verifica-se uma relação unidirecional entre PVCA e PVS0, com a hipótese nula de que PVCA não causa PVS0 sendo rejeitada ao nível de 5% (p-valor de 0.043). Esta relação unidirecional sugere que o mercado de café à vista influencia o preço à vista da soja ao longo de todo o período, possivelmente refletindo a interconexão entre as duas commodities em função de fatores globais de demanda e oferta.

Em suma, ao longo dos períodos analisados, o mercado de café apresenta uma relação de causalidade bi-direcional robusta entre os preços futuro e à vista, com ambos os mercados desempenhando papéis críticos na descoberta de preços, especialmente no período completo e no período pós-crise. Durante a crise, o mercado futuro de café assume um papel de liderança na formação de preços, sugerindo que os investidores recorrem ao mercado futuro em tempos de incerteza. A relação unidirecional entre o preço à vista do café e o preço à vista da soja indica uma influência significativa do café sobre o mercado de soja, destacando a interligação entre essas commodities. Esses resultados refletem a importância do mercado de café tanto

em sua própria estrutura de preços quanto em sua influência sobre outras commodities no mercado agrícola global.

O Quadro 30 apresenta os resultados do teste referente à Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Boi Gordo em relação as commodities (milho, soja, café e boi gordo), distribuídos ao longo de três períodos distintos: Pré-Crise, Crise e Pós-Crise, além de um agregado do Todo Período.

Quadro 30: Teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Boi Gordo

Per.	Hipóteses Nula	Test S.	Value	P Valor	D e	S %	Conclusão	Direção	Relação
Pré Crise	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Milho - PF	0.1584	9.488	0.997	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF Não causa Granger Milho - PV	5.049	9.488	0.282	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Soja - PF	2.588	9.488	0.629	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF Não causa Granger Soja - PV	3.529	9.488	0.473	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Café - PF	2.074	9.488	0.722	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF Não causa Granger Café - PV	1.964	9.488	0.742	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PV	10.46	9.488	0.033	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Bi-direcional
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	52.96		0.000	4	1%	Rejeita-se	PVBG → PFBG	
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Milho - PF	11.48	9.488	0.022	4	5%	Rejeita-se	PVBG → PFBG	Uni direcional
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Milho - PV	2.693	9.488	0.610	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Soja - PF	1.712	9.488	0.788	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Soja - PV	5.347	9.488	0.253	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Café - PF	1.115	9.488	0.892	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Café - PV	11.24	9.488	0.024	4	5%	Rejeita-se	PVBG → PVMI	Uni direcional

Crise	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Milho - PF	12.50	9.488	0.014	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PFMI	Bi- direcional	
	Boi Gordo - PF Não causa Granger Milho - PV	7.982	9.488	0.092	4	10%	Rejeita-se	PFBG → PVMI		
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Soja - PF	3.430	9.488	0.489	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PF Não causa Granger Soja - PV	2.211	9.488	0.697	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Café - PF	2.289	9.488	0.683	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PF Não causa Granger Café - PV	5.760	9.488	0.218	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PV	1.125	9.488	0.890	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	21.10	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PVBG → PFBG	Uni direcional	
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Milho - PF	2.279	9.488	0.685	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Milho - PV	0.6518	9.488	0.957	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Soja - PF	2.226	9.488	0.694	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Soja - PV	1.953	9.488	0.744	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Café - PF	4.067	9.488	0.397	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Café - PV	4.838	9.488	0.304	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Pós Crise	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Milho - PF	1.620	9.488	0.805	4	NS	Não rejeita	-	-
		Boi Gordo - PF Não causa Granger Milho - PV	3.764	9.488	0.439	4	NS	Não rejeita	-	-
Boi Gordo - PF - Não causa Granger Soja - PF		5.110	9.488	0.276	4	NS	Não rejeita	-	-	
Boi Gordo - PF Não causa Granger Soja - PV		1.979	9.488	0.740	4	NS	Não rejeita	-	-	
Boi Gordo - PF - Não causa Granger Café - PF		1.725	9.488	0.786	4	NS	Não rejeita	-	-	

	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Café - PV	1.732	9.488	0.785	4	NS	Não rejeita	-	
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PV Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	12.91	9.488	0.012	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Uni direcional
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Milho - PF Boi Gordo - PV - Não causa Granger Milho - PV	0.7953	9.488	0.939	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Milho - PF Boi Gordo - PV - Não causa Granger Milho - PV	3.331	9.488	0.504	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Soja - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Soja - PV	1.862	9.488	0.761	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Soja - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Soja - PV	5.664	9.488	0.226	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Café - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Café - PV	2.731	9.488	0.604	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Café - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Café - PV	2.452	9.488	0.653	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Café - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Café - PV	2.016	9.488	0.733	4	NS	Não rejeita	-	-

Todo Período	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Milho - PF Boi Gordo - PF Não causa Granger Milho - PV	10.09	9.488	0.039	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PFMI	Bi- direcional
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Soja - PF Boi Gordo - PF Não causa Granger Soja - PV	12.92	9.488	0.012	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PVMI	
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Soja - PF Boi Gordo - PF Não causa Granger Soja - PV	6.573	9.488	0.160	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Soja - PF Boi Gordo - PF Não causa Granger Soja - PV	3.333	9.488	0.504	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Café - PF Boi Gordo - PF Não causa Granger Café - PV	3.917	9.488	0.417	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Café - PF Boi Gordo - PF Não causa Granger Café - PV	5.909	9.488	0.206	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PV Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	8.116	9.488	0.087	4	10%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Bi- direcional
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PV Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	44.63	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PVBG → PFBG	
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Milho - PF Boi Gordo - PV - Não causa Granger Milho - PV	4.361	9.488	0.359	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Milho - PF Boi Gordo - PV - Não causa Granger Milho - PV	0.7977	9.488	0.939	4	NS	Não rejeita	-	-

Boi Gordo - PV - Não causa Granger	3.762	9.488	0.439	4	NS	Não rejeita	-
Soja - PF							-
Boi Gordo - PV - Não causa Granger	2.165	9.488	0.706	4	NS	Não rejeita	-
Soja - PV							-
Boi Gordo - PV - Não causa Granger	4.699	9.488	0.320	4	NS	Não rejeita	-
Café - PF							-
Boi Gordo - PV - Não causa Granger	3.969	9.488	0.410	4	NS	Não rejeita	-
Café - PV							-

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do preço à vista (CEPEA-Esalq/USP) e preço futuro B3.

Analisando o Quadro 30, que detalha o Teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Boi Gordo, é possível observar uma série de interações de causalidade entre os preços futuro (PFBG) e à vista (PVBG) do boi gordo e os preços de outras commodities, como milho, soja e café, em diferentes períodos (Pré-Crise, Crise, Pós-Crise e Todo Período). Este exame permite identificar quais mercados possuem influência mútua e quais são dominados por uma relação de causalidade unidirecional, auxiliando na compreensão da dinâmica de descoberta de preços no mercado de Boi Gordo.

Durante o período Pré-Crise, a relação entre PFBG e PVBG é bi-direcional. A hipótese nula de que o preço futuro de Boi Gordo não causa o preço à vista é rejeitada ao nível de 5% (p-valor de 0.033), assim como a hipótese de que PVBG não causa PFBG, com uma significância ao nível de 1% (p-valor de 0.000). Isso sugere uma interdependência significativa entre os preços futuro e à vista, indicando que ambos os mercados se influenciam mutuamente, o que é relevante para a descoberta de preços no período Pré-Crise. Além disso, observa-se uma relação unidirecional do preço à vista de Boi Gordo (PVBG) em direção ao preço à vista de Milho (PVMI), com rejeição da hipótese nula ao nível de 5% (p-valor de 0.024), sugerindo que o preço à vista de Boi Gordo tem uma influência sobre o preço à vista de Milho neste período.

No período de Crise, a relação entre PFBG e PVBG torna-se unidirecional, com PVBG influenciando PFBG ao nível de significância de 1% (p-valor de 0.000). Isso indica que, durante a crise, o mercado à vista de Boi Gordo assume um papel de liderança na formação de preços em relação ao mercado futuro. Esse comportamento é característico de períodos de instabilidade, onde os mercados à vista podem reagir rapidamente a choques de oferta e demanda. Observa-se também uma relação bi-direcional entre os preços de Boi Gordo e Milho no mercado futuro, com a rejeição da hipótese nula de que PFBG não causa PFMI (p-

valor de 0.014, ao nível de 5%) e vice-versa (p-valor de 0.092, ao nível de 10%), sugerindo uma interação mútua entre essas commodities no mercado futuro durante a crise.

No período Pós-Crise, a relação de causalidade entre PFBG e PVBG volta a ser unidirecional, mas agora é o preço futuro de Boi Gordo que exerce influência sobre o preço à vista, com significância ao nível de 5% (p-valor de 0.012). Esse resultado indica uma reversão no papel de liderança, onde o mercado futuro de Boi Gordo contribui para a formação de preços no mercado à vista após a crise. A ausência de outras relações significativas neste período sugere uma estabilização do mercado, onde o Boi Gordo mostra uma independência em relação a outras commodities analisadas, como Milho, Soja e Café.

Ao longo do período completo (Todo Período), observa-se uma relação de causalidade bi-direcional robusta entre PFBG e PVBG, com rejeição das hipóteses nulas em ambas as direções (p-valor de 0.087 para PFBG  $\rightarrow$  PVBG ao nível de 10% e 0.000 para PVBG  $\rightarrow$  PFBG ao nível de 1%). Esse resultado sugere que, ao longo de todo o período de análise, os preços futuro e à vista de Boi Gordo são interdependentes, refletindo uma influência mútua duradoura. Além disso, a análise mostra uma relação de causalidade significativa entre PFBG e os preços de Milho, com causalidade bi-direcional entre PFBG e PVMI, bem como entre PFBG e PFMI, ao nível de 5% de significância. Esse resultado indica uma correlação de longo prazo entre os mercados de Boi Gordo e Milho, destacando a importância dessas commodities para a estrutura de preços agrícola ao longo do tempo.

A análise evidencia uma dinâmica complexa e variável para o mercado de Boi Gordo ao longo dos períodos. No período Pré-Crise, existe uma forte interdependência entre os preços futuro e à vista, assim como uma influência do preço à vista de Boi Gordo sobre o preço à vista de Milho. Durante a crise, o preço à vista de Boi Gordo assume a liderança na formação de preços, influenciando o mercado futuro, enquanto a interação com o Milho ocorre de forma bi-direcional no mercado futuro. Após a crise, o mercado futuro de Boi Gordo retoma sua influência sobre o preço à vista, enquanto no período completo ambos os preços de Boi Gordo apresentam uma interdependência estável e duradoura.

Com base nos resultados obtidos, rejeita-se a hipótese nula H3: Não existe relação de causalidade entre os preços spot e futuro das commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo) nos subperíodos (Pré-crise, Crise e Pós-crise) e ao longo prazo. As evidências empíricas indicam a presença de causalidade de Granger entre os mercados spot e futuro dessas commodities, variando em intensidade e direção conforme o período analisado.

A consolidação dos resultados obtidos por meio do Teste de Causalidade em Painel de Toda-Yamamoto demonstrado no Quadro 31, tem como objetivo sistematizar e comparar os padrões de causalidade entre os preços futuros e à vista das (milho, soja, café arábica e boi gordo) ao longo dos períodos Pré-Crise, Crise, Pós-Crise e do Período Total.

Quadro 31: Demonstra o Consolidado dos Resultados dos da Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para as commodities (milho, soja, café arábica e boi gordo)

Per.	Hipóteses Nula	Test S.	Value	P-Valor	De	S%	Conclusão	Direção	Relação
Pré Crise	Milho - PF - Não causa Granger Soja - PF	3.770	9.488	0.438	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Soja - PV	4.151	9.488	0.386	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF - Não causa Granger Café - PF	4.475	9.488	0.346	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Café - PV	3.659	9.488	0.454	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	4.242	9.488	0.374	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	18.40	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PFMI → PVBG	Unidirecional
	Milho - PF - Não causa Granger Milho - PV	36.25	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI	Bi-direcional
	Milho - PV - Não causa Granger Milho - PF	19.05	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI	
	Milho - PV Não causa Granger Soja - PF	3.963	9.488	0.411	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV - Não causa Granger Soja - PV	4.233	9.488	0.375	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV - Não causa Granger Café - PF	2.577	9.488	0.631	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PV Não causa Granger Café - PV	4.667	9.488	0.323	4	NS	Não rejeita	-	-
Milho - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	7.245	9.488	0.124	4	NS	Não rejeita	-	-	
Milho - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	0.6830	9.488	0.953	4	NS	Não rejeita	-	-	
Crise	Milho - PF - Não causa Granger Soja - PF	1.643	9.488	0.801	4	NS	Não rejeita	-	-
	Milho - PF Não causa Granger	5.516	9.488	0.238	4	NS	Não rejeita	-	-

	causa Granger Soja - PV									
	Milho - PF - Não causa Granger Café - PF	1.700	9.488	0.791	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PF Não causa Granger Café - PV	5.500	9.488	0.240	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	3.510	9.488	0.476	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	5.959	9.488	0.202	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PF - Não causa Granger Milho - PV	8.603	9.488	0.072	4	10%	Rejeita-se	PFMI → PVMI		Bi- direcional
	Milho - PV - Não causa Granger Milho - PF	43.75	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI		
	Milho - PV Não causa Granger Soja - PF	7.630	9.488	0.106	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PV - Não causa Granger Soja - PV	1.639	9.488	0.802	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PV - Não causa Granger Café - PF	2.198	9.488	0.699	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PV Não causa Granger Café - PV	3.132	9.488	0.536	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	4.876	9.488	0.300	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	1.899	9.488	0.754	4	NS	Não rejeita	-		-
<b>Pós Crise</b>	Milho - PF - Não causa Granger Soja - PF	5.271	9.488	0.261	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PF Não causa Granger Soja - PV	8.134	9.488	0.087	4	10%	Rejeita-se	PFMI → PVSO		Uni direcional
	Milho - PF - Não causa Granger Café - PF	4.618	9.488	0.329	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PF Não causa Granger Café - PV	4.531	9.488	0.339	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	6.304	9.488	0.178	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	7.015	9.488	0.135	4	NS	Não rejeita	-		-
	Milho - PF - Não	12.68	9.488	0.013	4	5%	Rejeita-se	PFMI → PVMI		Uni

	causa Granger Milho - PV									diricional
	Milho - PV - Não causa Granger Milho - PF	7.068	9.488	0.132	4	NS	Não rejeita	PVMI → PFMI		
	Milho - PV Não causa Granger Soja - PF	7.264	9.488	0.123	4	NS	Não rejeita			-
	Milho - PV - Não causa Granger Soja - PV	8.227	9.488	0.084	4	10%	Rejeita-se	PVMI → PVSO		Uni diricional
	Milho - PV - Não causa Granger Café - PF	2.971	9.488	0.563	4	NS	Não rejeita			-
	Milho - PV Não causa Granger Café - PV	5.674	9.488	0.225	4	NS	Não rejeita			-
	Milho - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	16.73	9.488	0.002	4	1%	Rejeita-se	PVMI → PFBG		Uni diricional
	Milho - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	1.921	9.488	0.750	4	NS	Não rejeita			-
<b>Todo período</b>	Milho - PF - Não causa Granger Soja - PF	3.357	9.488	0.500	4	NS	Não rejeita			-
	Milho - PF Não causa Granger Soja - PV	7.863	9.488	0.097	4	10%	Rejeita-se	PFMI → PVSO		Uni diricional
	Milho - PF - Não causa Granger Café - PF	4.343	9.488	0.362	4	NS	Não rejeita			-
	Milho - PF Não causa Granger Café - PV	8.144	9.488	0.086	4	10%	Rejeita-se	PFMI → PVCA		Uni diricional
	Milho - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	7.622	9.488	0.106	4	NS	Não rejeita			-
	Milho - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	12.31	9.488	0.015	4	5%	Rejeita-se	PFMI → PVBG		Uni diricional
	Milho - PF - Não causa Granger Milho - PV	23.10	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFMI → PVMI		Bi- direcional
	Milho - PV - Não causa Granger Milho - PF	73.35	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PVMI → PFMI		
	Milho - PV Não causa Granger Soja - PF	9.018	9.488	0.061	4	10%	Rejeita-se	PVMI → PFSO		Uni diricional
	Milho - PV - Não causa Granger Soja - PV	4.500	9.488	0.343	4	NS	Não rejeita			-
	Milho - PV - Não causa Granger Café - PF	2.297	9.488	0.681	4	NS	Não rejeita			-
	Milho - PV Não causa Granger	6.514	9.488	0.164	4	NS	Não rejeita			-

	causa Granger Café - PV									
	Milho - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	12.20	9.488	0.016	4	5%	Rejeita-se	PVMI → PFBG	Uni diriccional	
	Milho - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	3.584	9.488	0.465	4	NS	Não rejeita	-	-	
Per.	Hipóteses Nula	Test S.	Value	P Valor	De	S%	Conclusão	Direção	Relação	
Pré Crise	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PF	5.171	9.488	0.270	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PV	8.345	9.488	0.080	4	10%	Rejeita-se	PFSO → PVMI	Uni diriccional	
	Soja - PF - Não causa Granger Soja - PV	18.14	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVSO	Uni diriccional -	
	Soja - PV - Não causa Granger Soja - PF	7.493	9.488	0.112	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	0.8767	9.488	0.928	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	1.716	9.488	0.788	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PV	2.274	9.488	0.685	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PF	7.186	9.488	0.126	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PF	7.353	9.488	0.118	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PV	7.084	9.488	0.132	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PV - Não causa Granger Café - PF	7.915	9.488	0.095	4	10%	Rejeita-se	PVSO → PFCA	Bi- diriccional	
	Soja - PV Não causa Granger Café - PV	18.55	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PVSO → PVCA		
	Soja - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	2.485	9.488	0.647	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	3.157	9.488	0.532	4	NS	Não rejeita	-	-	
Crise	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PF	3.613	9.488	0.461	4	NS	Não rejeita	-	-	
	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PV	0.7217	9.488	0.949	4	NS	Não rejeita	-	-	

	Soja - PF - Não causa Granger	37.48	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVSO	Uni diricional
	Soja - PV								
	Soja - PV - Não causa Granger	2.950	9.488	0.566	4	NS	Não rejeita	-	
	Soja - PF								
	Soja - PF - Não causa Granger	5.928	9.488	0.205	4	NS	Não rejeita	-	
	Boi Gordo - PF								-
	Soja - PF Não causa Granger	5.489	9.488	0.241	4	NS	Não rejeita	-	
	Boi Gordo - PV								
	Soja - PF - Não causa Granger	21.63	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PFCA	Uni diricional
	Café - PF								
	Soja - PF - Não causa Granger	5.632	9.488	0.228	4	NS	Não rejeita		
	Café - PV								
	Soja - PV - Não causa Granger	4.821	9.488	0.306	4	NS	Não rejeita	-	
	Milho - PF								-
	Soja - PV - Não causa Granger	5.684	9.488	0.224	4	NS	Não rejeita	-	
	Milho - PV								
	Soja - PV - Não causa Granger	18.77	9.488	0.001	4	1%	Rejeita-se	PVSO → PFCA	Uni diricional
	Café - PF								
	Soja - PV Não causa Granger	1.183	9.488	0.881	4	NS	Não rejeita	-	
	Café - PV								
	Soja - PV - Não causa Granger	7.986	9.488	0.092	4	10%	Não rejeita	PVSO → PFBG	
	Boi Gordo - PF								Bi- direcional
	Soja - PV Não causa Granger	7.913	9.488	0.095	4	10%	Não rejeita	PVSO → PVBG	
	Boi Gordo - PV								
Pós Crise	Soja - PF - Não causa Granger	3.001	9.488	0.558	4	NS	Não rejeita	-	
	Milho - PF								-
	Soja - PF - Não causa Granger	0.4039	9.488	0.982	4	NS	Não rejeita	-	
	Milho - PV								
	Soja - PF - Não causa Granger	13.87	9.488	0.008	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PFSO	
	Soja - PV								Bi- direcional
	Soja - PV - Não causa Granger	10.41	9.488	0.034	4	5%	Rejeita-se	PVSO → PFSO	
	Soja - PF								
Soja - PF - Não causa Granger	5.710	9.488	0.222	4	NS	Não rejeita	-		
Boi Gordo - PF								-	
Soja - PF Não causa Granger	6.721	9.488	0.151	4	NS	Não rejeita	-		
Boi Gordo - PV									
Soja - PF - Não causa Granger	1.348	9.488	0.853	4	NS	Não rejeita	-		
Café - PV									-
Soja - PF - Não	5.398	9.488	0.249	4	NS	Não rejeita	-		

	causa Granger Café - PF									
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PF	2.829	9.488	0.587	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PV	2.737	9.488	0.603	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PV - Não causa Granger Café - PF	1.643	9.488	0.801	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PV Não causa Granger Café - PV	3.797	9.488	0.434	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	0.8509	9.488	0.932	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	7.909	9.488	0.095	4	10%	Rejeita-se	PVSO → PVBG		Uni direcional
Todo Período	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PF	7.758	9.488	0.101	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PF - Não causa Granger Milho - PV	1.586	9.488	0.811	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PF - Não causa Granger Soja - PV	93.61	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVSO		Bi - direcional
	Soja - PV - Não causa Granger Soja - PF	8.535	9.488	0.074	4	10%	Rejeita-se	PVSO → PFSO		
	Soja - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	6.466	9.488	0.167	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	6.583	9.488	0.160	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PV	29.56	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVCA		Bi- direcional
	Soja - PF - Não causa Granger Café - PF	9.731	9.488	0.045	4	5%	Rejeita-se	PVSO → PFCA		
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PF	15.20	9.488	0.004	4	1%	Rejeita-se	PFSO → PVMI		Bi- direcional
	Soja - PV - Não causa Granger Milho - PV	12.12	9.488	0.016	4	5%	Não rejeita	PVSO → PFMI		
	Soja - PV - Não causa Granger Café - PF	15.86	9.488	0.003	4	1%	Rejeita-se	PVSO → PFCA		Uni direcional
	Soja - PV Não causa Granger Café - PV	3.646	9.488	0.456	4	NS	Não rejeita	-		-
	Soja - PV - Não causa Granger	8.898	9.488	0.064	4	10%	Rejeita-se	PVSO → PFBG		Uni direcional

	Boi Gordo - PF Soja - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	5.756	9.488	0.218	4	NS	Não rejeita	-	-
Per.	Hipóteses Nula	Test S.	Value	P Valor	De	S%	Conclusão	Direção	Relação
Pré Crise	Café - PF - Não causa Granger Milho - PF	1.325	9.488	0.857	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Milho - PV	5.895	9.488	0.207	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PF	7.453	9.488	0.114	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PV	2.739	9.488	0.602	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	1.351	9.488	0.853	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	4.792	9.488	0.309	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Café - PV	25.22	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Bi- direcional
	Café - PV - Não causa Granger Café - PF	11.85	9.488	0.018	4	5%	Rejeita-se	PVCA → PFCA	
	Café - PV - Não causa Granger Milho - PF	4.458	9.488	0.348	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV - Não causa Granger Milho - PV	3.686	9.488	0.450	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV - Não causa Granger Soja - PF	0.4601	9.488	0.977	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV Não causa Granger Soja - PV	1.067	9.488	0.899	4	NS	Não rejeita	-	-
Café - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	4.139	9.488	0.388	4	NS	Não rejeita	-	-	
Café - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	3.135	9.488	0.536	4	NS	Não rejeita	-	-	
Crise	Café - PF - Não causa Granger Milho - PF	0.8991	9.488	0.925	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Milho - PV	3.325	9.488	0.505	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PF	6.680	9.488	0.154	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não	4.076	9.488	0.396	4	NS	Não rejeita	-	-

	causa Granger Soja - PV								
	Café - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	0.8570	9.488	0.931	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	1.414	9.488	0.842	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Café - PV	63.19	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Uni diricional
	Café - PV - Não causa Granger Café - PF	6.110	9.488	0.191	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV - Não causa Granger Milho - PF	0.6276	9.488	0.960	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV - Não causa Granger Milho - PV	7.496	9.488	0.112	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV - Não causa Granger Soja - PF	2.962	9.488	0.564	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV Não causa Granger Soja - PV	9.092	9.488	0.059	4	10%	Rejeita-se	PVCA → PVSO	Uni diricional
	Café - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	1.258	9.488	0.869	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PV Não causa Granger Boi Gordo - PV	5.546	9.488	0.236	4	NS	Não rejeita	-	-
<b>Pós Crise</b>	Café - PF - Não causa Granger Milho - PF	1.914	9.488	0.752	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Milho - PV	2.714	9.488	0.607	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PF	0.3708	9.488	0.985	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Soja - PV	4.068	9.488	0.397	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PF	2.028	9.488	0.731	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF Não causa Granger Boi Gordo - PV	0.6750	9.488	0.954	4	NS	Não rejeita	-	-
	Café - PF - Não causa Granger Café - PV	36.89	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PFCA → PVCA	Bi- direcional
	Café - PV - Não causa Granger Café - PF	11.48	9.488	0.022	4	5%	Rejeita-se	PVCA → PFCA	
	Café - PV - Não causa Granger	2.253	9.488	0.689	4	NS	Não rejeita	-	-



Pré Crise	Boi Gordo - PF - Não causa	0.1584	9.488	0.997	4	NS	Não rejeita	-	-
	Granger Milho - PF								
	Boi Gordo - PF - Não causa	5.049	9.488	0.282	4	NS	Não rejeita	-	-
	Granger Milho - PV								
	Boi Gordo - PF - Não causa	2.588	9.488	0.629	4	NS	Não rejeita	-	-
	Granger Soja - PF								
	Boi Gordo - PF - Não causa	3.529	9.488	0.473	4	NS	Não rejeita	-	-
	Granger Soja - PV								
	Boi Gordo - PF - Não causa	2.074	9.488	0.722	4	NS	Não rejeita	-	-
	Granger Café - PF								
	Boi Gordo - PF - Não causa	1.964	9.488	0.742	4	NS	Não rejeita	-	-
	Granger Café - PV								
	Boi Gordo - PF - Não causa	10.46	9.488	0.033	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Bi-direcional
	Granger Boi Gordo - PV								
Boi Gordo - PV - Não causa	52.96		0.000	4	1%	Rejeita-se	PVBG → PFBG		
Granger Boi Gordo - PF									
Boi Gordo - PV - Não causa	11.48	9.488	0.022	4	5%	Rejeita-se	PVBG → PFBG	Uni-direcional	
Granger Milho - PF									
Boi Gordo - PV - Não causa	2.693	9.488	0.610	4	NS	Não rejeita	-	-	
Granger Milho - PV									
Boi Gordo - PV - Não causa	1.712	9.488	0.788	4	NS	Não rejeita	-	-	
Granger Soja - PF									
Boi Gordo - PV - Não causa	5.347	9.488	0.253	4	NS	Não rejeita	-	-	
Granger Soja - PV									
Boi Gordo - PV - Não causa	1.115	9.488	0.892	4	NS	Não rejeita	-	-	
Granger Café - PF									
Boi Gordo - PV - Não causa	11.24	9.488	0.024	4	5%	Rejeita-se	PVBG → PVMI	Uni-direcional	
Granger Café - PV									
Crise	Boi Gordo - PF - Não causa	12.50	9.488	0.014	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PFMI	Bi-direcional
	Granger Milho - PF								
	Boi Gordo - PF	7.982	9.488	0.092	4	10%	Rejeita-se	PFBG → PVMI	



	Não causa Granger Soja - PF Boi Gordo - PF Não causa Granger Soja - PV	1.979	9.488	0.740	4	NS	Não rejeita	-	
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Café - PF Boi Gordo - PF Não causa Granger Café - PV	1.725	9.488	0.786	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Boi Gordo - PV Boi Gordo - PV - Não causa Granger Boi Gordo - PF	12.91	9.488	0.012	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PVBG	Uni diricional
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Milho - PF Boi Gordo - PV - Não causa Granger Milho - PV	0.7953	9.488	0.939	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV Não causa Granger Milho - PF Boi Gordo - PV - Não causa Granger Milho - PV	3.331	9.488	0.504	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Soja - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Soja - PV	1.862	9.488	0.761	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Soja - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Soja - PV	5.664	9.488	0.226	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Café - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Café - PV	2.731	9.488	0.604	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Café - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Café - PV	2.452	9.488	0.653	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PV - Não causa Granger Café - PF Boi Gordo - PV Não causa Granger Café - PV	2.016	9.488	0.733	4	NS	Não rejeita	-	-
Todo Período	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Milho - PF Boi Gordo - PF Não causa Granger Milho - PV	10.09	9.488	0.039	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PFMI	Bi- direcional
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Milho - PV	12.92	9.488	0.012	4	5%	Rejeita-se	PFBG → PVMI	
	Boi Gordo - PF - Não causa Granger Soja - PF Boi Gordo - PF Não causa	6.573	9.488	0.160	4	NS	Não rejeita	-	-
	Boi Gordo - PF Não causa	3.333	9.488	0.504	4	NS	Não rejeita	-	

Granger Soja - PV									
Boi Gordo - PF - Não causa	3.917	9.488	0.417	4	NS	Não rejeita	-		
Granger Café - PF									-
Boi Gordo - PF - Não causa	5.909	9.488	0.206	4	NS	Não rejeita	-		
Granger Café - PV									
Boi Gordo - PF - Não causa	8.116	9.488	0.087	4	10%	Rejeita-se	PFBG → PVBG		
Granger Boi Gordo - PV									Bi-direcional
Boi Gordo - PV - Não causa	44.63	9.488	0.000	4	1%	Rejeita-se	PVBG → PFBG		
Granger Boi Gordo - PF									
Boi Gordo - PV - Não causa	4.361	9.488	0.359	4	NS	Não rejeita	-		
Granger Milho - PF									-
Boi Gordo - PV - Não causa	0.7977	9.488	0.939	4	NS	Não rejeita	-		
Granger Milho - PV									
Boi Gordo - PV - Não causa	3.762	9.488	0.439	4	NS	Não rejeita	-		
Granger Soja - PF									-
Boi Gordo - PV - Não causa	2.165	9.488	0.706	4	NS	Não rejeita	-		
Granger Soja - PV									
Boi Gordo - PV - Não causa	4.699	9.488	0.320	4	NS	Não rejeita	-		
Granger Café - PF									-
Boi Gordo - PV - Não causa	3.969	9.488	0.410	4	NS	Não rejeita	-		
Granger Café - PV									

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo investigou a dinâmica da relação entre o mercado futuro e o mercado à vista de commodities para as decisões de investimento e apresentou como objetivo principal compreender a relação de causalidade entre os preços futuros e à vista das commodities agropecuárias sendo milho, soja, café arábica e boi gordo, no mercado brasileiro, com especial atenção ao papel do mercado futuro na descoberta de preços e como

essa relação se comporta em cenários de crise. A pesquisa abrangeu um período de 90 meses, de dezembro de 2016 a maio de 2024. Esse intervalo inclui eventos que impactaram significativamente os mercados financeiros, como a pandemia de COVID-19 e suas subsequentes fases de pré-crise e pós-crise.

Utilizando-se das análises de séries temporais, testes de raiz unitária, testes de cointegração, aplicação do modelo de correção de erros vetorial (VECM) e do teste de Toda-Yamamoto, buscou-se entender a interdependência entre os mercados futuro e à vista, bem como a influência de cada mercado na formação de preços de longo prazo.

Inicialmente, os testes de raiz unitária do painel LLC, IPS, ADF-Fisher e PP-Fisher indicaram que tanto os preços futuros quanto os preços à vista das quatro commodities são não estacionários em níveis, mas tornam-se estacionários em suas primeiras diferenças, confirmando que são integrados de ordem 1 (I(1)). Esse resultado é fundamental para a realização dos testes de cointegração, que visam identificar a existência de uma relação de longo prazo entre as séries temporais.

Os testes de cointegração de Pedroni, realizados com e sem tendência, demonstraram evidências de cointegração para as commodities milho, soja, café arábica e boi gordo, indicaram que existe uma relação de longo prazo entre os preços futuros e à vista. Portanto, com base nos resultados obtidos, rejeita-se a hipótese nula de não cointegração entre as séries temporais das commodities analisadas.

Na análise do modelo VECM revelou que os preços futuro e à vista das commodities estudadas estão cointegrados em longo prazo, sugerindo que, mesmo com desvios no curto prazo, há um processo de correção que leva essas variáveis a uma relação de equilíbrio. Em particular, o modelo capturou a forma como cada mercado responde a desequilíbrios: os preços futuros demonstram frequentemente um papel predominante na antecipação de mudanças, ajustando-se rapidamente em resposta a novos dados ou expectativas, enquanto os preços à vista tendem a seguir essas correções com um ajuste gradual.

Para as commodities milho, soja e café arábica, observou-se que o mercado futuro desempenha um papel significativo na correção de desequilíbrios no preço à vista, especialmente em períodos de crise, como durante a pandemia. Esse comportamento sugere que o mercado futuro age como uma ferramenta de antecipação, refletindo as expectativas de longo prazo dos investidores e influenciando as cotações à vista com alta sensibilidade a eventos externos e alterações de mercado. No caso do milho, o VECM revelou que o preço futuro tem um impacto substancial na formação do preço à vista, com mais de 85% dos

desequilíbrios sendo corrigidos em cada período. Para a soja, o preço futuro ajusta quase 95% dos desequilíbrios, enquanto que o café arábica o preço futuro ajusta quase 71% dos desequilíbrios, confirmando sua importância na descoberta de preços.

Em contrapartida, no mercado da *commodity* boi gordo apresentou um comportamento de ajuste distinto, indicando que o preço à vista tem uma influência importante na correção de desequilíbrios do preço futuro, com 81,9%, indicando que as cotações à vista, ligadas diretamente ao mercado físico e às condições de oferta e demanda, são um fator preponderante para o ajuste do mercado futuro.

Na análise dos resultados dos subperíodos da *commodity* milho verificou-se que no período pré-crise o mercado à vista desempenhou um papel relevante na correção de desequilíbrios do preço futuro, com aproximadamente 72,5% dos desvios corrigidos a cada período, indicando uma interação intensa entre os dois mercados. No entanto, durante a crise ocorreu uma mudança no comportamento, com o mercado futuro assumindo o papel de correção dos desequilíbrios do mercado à vista, corrigindo cerca de 91,4% dos desvios a cada período, reforçando a importância do mercado futuro como indicador das expectativas e da formação de preços durante períodos de incerteza elevada. Já o período pertinente ao pós-crise, o mercado à vista voltou a liderar a correção de desequilíbrios, com um ajuste quase completo (108,6%) no preço futuro, sugerindo uma estabilização das expectativas e uma adaptação do mercado físico a novas condições econômicas.

No que se refere a *commodity* soja, considerando o subperíodo pré-crise, o mercado futuro foi o principal ajustador dos desequilíbrios no mercado à vista, corrigindo 91,1% dos desvios, o que demonstra a predominância do mercado futuro na formação de preços de longo prazo, enquanto que no subperíodo de crise esse papel do mercado futuro foi intensificado, com uma correção de desequilíbrio próxima de 97%, indicando uma forte influência especulativa e uma rápida resposta às condições voláteis da crise. Quanto ao subperíodo pós-crise verificou-se a relação de correção entre os mercados enfraqueceu, sugerindo que, embora o mercado futuro continue influente, a relação de dependência entre os preços à vista e futuro de soja se torna mais estável e menos influenciada por ajustes rápidos.

Na análise da *commodity* café arábica, considerando o subperíodo pré-crise, o mercado futuro foi o principal ajustador dos desequilíbrios no mercado à vista, corrigindo 96% dos desvios, o que demonstra a predominância do mercado futuro na formação de preços neste período. Entretanto, as relações de correção entre os mercados no período de crise e pós crise

apresentaram variações, sugerindo uma influência moderada da crise sobre o mercado de café arábica, possivelmente devido a fatores como sazonalidade e variações de oferta específica.

Quanto a *commodity* boi gordo, verificando o subperíodo pré-crise o mercado à vista liderava a correção de desequilíbrios no preço futuro, ajustando de 102% dos desvios a cada período. Desta maneira, o mercado futuro torna-se o principal formador de expectativas no longo prazo.

Durante o período de crise, esse padrão de influência foi mantido, com o mercado à vista exercendo uma correção significativa sobre o mercado futuro, em 63%, sugerindo que mesmo em momentos de incerteza, o mercado à vista de boi gordo possui um papel de destaque na formação de expectativas de preços. Esse fenômeno é observado também após a crise da pandemia do COVID-19 o mercado à vista se mostra especialmente relevante para o ajuste dos preços futuros de boi gordo.

Aplicou-se o teste de causalidade Toda-Yamamoto em painel para investigar a relação causal entre os preços futuros e à vista das commodities milho, soja, café arábica e boi gordo no mercado brasileiro, ao longo de diferentes períodos econômicos, pré-crise, crise, pós-crise e todo o período combinado. Os resultados do teste de Toda-Yamamoto revelaram uma dinâmica de causalidade que variou entre as commodities e os períodos, fornecendo insights importantes para a formação de expectativas de preços, a descoberta de preços e o papel do mercado futuro em momentos de alta volatilidade.

Para a *commodity* milho, no período pré-crise, crise, pós-crise e todo o período combinado, verificou-se uma relação de causalidade bidirecional entre os preços futuro e à vista do milho, indicando que ambos os mercados se influenciam mutuamente na formação de preços. Este comportamento sugere uma interação robusta entre os mercados, com a descoberta de preços ocorrendo tanto no mercado à vista quanto no mercado futuro.

O teste de Toda-Yamamoto para a *commodity* soja revelou que no período pré-crise, pós crise e todo período combinado, identificou-se uma causalidade bidirecional, indicando que ambos os mercados se influenciam mutuamente na formação de preços nesses períodos. Enquanto que durante a crise, a relação se torna unidirecional, com o preço à vista causando o preço futuro, indicando que o mercado à vista se torna o principal fator de ajuste de preços durante a volatilidade elevada.

O teste aplicado a *commodity* café arábica, similarmente ao mercado da soja, demonstrou que no período pré-crise, pós crise e todo período combinado, identificou-se uma causalidade bidirecional, indicando que ambos os mercados se influenciam mutuamente na

formação de preços nesses períodos. Enquanto que durante a crise, a relação se torna unidirecional, com o preço à vista influenciando o preço futuro, refletindo o papel do mercado à vista em momentos de crise, onde o mercado físico, ligado diretamente às condições de mercado, se torna influente.

O teste aplicado a *commodity* boi gordo, observou-se que tanto no período pré-crise e no período pós crise, uma causalidade bidirecional, com ambos os mercados se influenciando mutuamente de forma significativa. Esse achado indica que, em condições normais, tanto o preço futuro quanto o preço à vista de boi gordo são importantes na descoberta de preços.

Quando o teste é aplicado ao período de crise e todo período combinado, verificou-se que a relação se torna unidirecional, com o mercado futuro exercendo uma forte influência sobre o mercado à vista, evidenciando que, em tempos de alta volatilidade, o mercado futuro lidera a precificação para o boi gordo sugerindo inclusive que o mercado futuro é o principal formador de expectativas no longo prazo.

Além disto, o estudo aplicou o teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para investigar a relação causal entre os preços futuros e à vista das *commodity* milho em relação as demais commodities soja, café arábica e boi gordo, e vice-versa, ao longo de diferentes períodos econômicos. Neste teste, verificou-se que a *commodity* milho apresentou uma relação de causalidade unidirecional entre os preços futuros do milho em relação ao preço à vista do Boi gordo, sugerindo que essa influência pode refletir a relação entre o milho, principal insumo para ração, e o setor de pecuária, sugerindo que variações nos preços futuros do milho impactam diretamente os custos e, conseqüentemente, os preços do boi gordo no período pré-crise. Já no período pós crise verificou-se que o preço à vista do milho passou a influenciar o preço futuro do boi gordo, sugerindo e reforçando que o mercado de boi gordo é sensível às variações no preço do milho como insumo, especialmente em termos de custos de alimentação. Além disso, verificou-se uma relação unidirecional entre o preço à vista do milho e o preço à vista da soja indicando que o preço à vista do milho pode influenciar o preço da soja, possivelmente devido a uma correlação entre as duas commodities na produção agrícola.

A análise do teste de causalidade Toda-Yamamoto no painel para o período total revelou a complexidade e interdependência dos mercados agrícolas, observou-se que o preço futuro do milho exerce uma influência unidirecional sobre o preço à vista da soja e do café arábica, enquanto que o preço à vista do milho também apresentou uma forte relação unidirecional com o preço futuro da soja e do boi gordo. Essa relação sugere que as

expectativas de preços futuros do milho podem impactar esses mercados, refletindo a perspectiva entre as commodities que podem afetar decisões estratégicas de planejamento de milho.

O teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* soja revela uma série de interações significativas entre os preços futuros e à vista. No período pré-crise, observa-se que o preço futuro da soja exerce influência unidirecional sobre o preço à vista do milho, diminuindo que as expectativas do mercado futuro da soja podem impactar o mercado de milho. Notavelmente, o preço à vista da soja apresentou uma relação de bi direcional de causa com o preço futuro e à vista do café, destacando uma interligação entre os mercados e possivelmente refletindo o papel da soja como uma *commodity* que impacta custos e práticas de produção agrícola que também afeta o mercado de café.

Durante o período de crise, os resultados indicam que o preço futuro da soja também mostra influência sobre o preço futuro do café, indicando que o mercado da soja pode ter um impacto direto em outras commodities agrícolas em tempos de instabilidade. Por outro lado, o preço à vista da soja também demonstrou uma relação de causalidade com o preço futuro do café, reforçando a conexão entre esses mercados.

A soja, durante uma crise, também evidenciou influência sobre o preço futuro do boi gordo, apresentando uma relação de causa bidirecional, refletindo como as variações de preço da soja podem afetar o custo de produção peculiar, especialmente em tempos de crise.

No período pós-crise, uma análise revelou uma relação de causalidade unidirecional entre o preço à vista da soja em relação ao preço à vista do boi gordo, indicando uma relação contínua onde as variações na soja podem impactar diretamente os custos de ração e, conseqüentemente, os preços no setor de pecuária.

Ao considerar o período total, observa-se uma relação de causalidade bidirecional entre o preço futuro da soja com o preço do café, enquanto que o preço à vista da soja indicou a uma causalidade bidirecional para o mercado à vista do milho, indicando uma influência indicando que esses mercados mantêm uma relação interdependente que pode ser atribuída a fatores comuns de oferta e demanda e às estratégias de diversificação por parte de produtores e exportadores. Além disso, o preço à vista da soja apresentou uma relação unidirecional com o preço futuro do café e do boi gordo, indicando que as variações presentes na soja podem antecipar tendências em outros mercados, especialmente aqueles relacionados à alimentação animal e à produção agrícola integrada.

A análise do teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* café arábica mostra relações de causalidade relevantes de causa unidirecional entre os preços à vista do café em relação ao preço à vista da soja no período de crise. Esse fenômeno de causalidade também é observado quando o teste é aplicado considerando o período todo. Por outro lado, não foram observadas relações de causalidade significativas entre os preços do café e as demais commodities analisadas.

O teste de Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a *commodity* Boi Gordo revela uma relação de causalidade unidirecional entre o preço à vista do boi gordo em relação ao preço futuro do milho e ao preço à vista do café arábica, indicando que flutuações nos preços à vista do boi gordo podem impactar as expectativas do mercado e influenciar os preços futuros do milho e no mercado físico do café arábica no período pré-crise. Além disto, o período de crise o teste revelou uma relação significativa de causa bidirecional entre preço futuro do boi gordo em relação ao preço do milho.

Este fenômeno de causa bidirecional entre os preços do boi gordo e milho é reforçado quando o teste é aplicado no período todo analisado. Desse modo, a análise do período confirma a interdependência estrutural entre os preços futuros e à vista do boi gordo e sua influência contínua sobre o milho, reforçando a relevância dessas interações para a compreensão da dinâmica do mercado agropecuário brasileiro.

Este estudo contribui para a compreensão da dinâmica entre os mercados à vista e futuro pode ajudar na mitigação de riscos na antecipação e formação de preços. Os achados reforçam a importância do mercado futuro como um mecanismo eficiente para proteção contra oscilações de preços. As descobertas sugerem a importância de monitorar o mercado futuro, especialmente em momentos de crise, para evitar que movimentos especulativos amplifiquem a volatilidade no mercado à vista.

Apesar das contribuições, esta pesquisa apresenta algumas limitações uma vez que a análise se concentrou no mercado brasileiro, o que limita a generalização dos resultados para outros contextos globais. Além disso, o estudo focou-se em quatro mercadorias, incluir uma gama diversificada de produtos e mercados pode enriquecer os resultados.

Outra limitação igualmente importante refere-se à interpretação dos efeitos do mercado futuro sobre a volatilidade de preços uma vez que a análise deste estudo concentrou-se nas commodities milho, soja, café arábica e boi gordo, dentro do contexto do mercado brasileiro, o que confere um recorte específico à investigação. Embora a literatura aponte que mercados futuros eficientes tendem a reduzir a volatilidade no setor agropecuário, os

resultados empíricos obtidos não corroboram de forma conclusiva a essa expectativa, especialmente quando considerados os subperíodos da amostra e os resultados da análise de causalidade. Essa constatação reforça a necessidade de estudos futuros que incorporem novas abordagens e ampliem a gama de produtos analisados, de modo a avaliar com maior precisão a eficiência dos instrumentos futuros na mitigação da volatilidade de preços no agronegócio brasileiro, associando a impactos de variáveis exógenas, como fatores climáticos e políticas econômicas globais, na relação entre os mercados futuros e à vista.

## **6 REFERENCIAL TEÓRICO**

- Abitante, C. L. (2008). Gestão de riscos no setor pecuário: estratégias para mitigar a volatilidade dos preços. *Revista Brasileira de Economia e Agronegócio*, 6(2), 123-138.
- Aizenman, J., & Pinto, B. (2004). *Managing economic volatility and crises: A practitioner's guide*. Cambridge University Press.
- Alexander, C. (2005). *Market models: A guide to financial data analysis*. Chichester: John Wiley & Sons.

- Ali, M., Alam, N., & Rizvi, S. A. R. (2020). Coronavirus (COVID-19) – An epidemic or pandemic for financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 100341. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100341>.
- Albulescu, C. T. (2020). COVID-19 and the United States financial markets' volatility. *Finance Research Letters*, 38, 101699. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101699>
- Alimi, R. S., & Ofonyelu, C. C. (2013). Toda-Yamamoto causality test between money market interest rate and expected inflation: The Fisher hypothesis revisited. *European Scientific Journal*, 9(7), 125-142.
- Araújo, M. J. (2003). *Fundamentos de agronegócios*. São Paulo: Atlas.
- Aquino, E. M. L., Nascimento, E. M., & Souza Jr., J. A. (2020). COVID-19 e as desigualdades sociais no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 25(supl 1), 2423-2446. <https://doi.org/10.1590/1413-81232020256.1.10502020>
- Armitrano, C., Magalhães, L. C. G., & Silva, M. S. (2020). Medidas de enfrentamento dos efeitos econômicos da pandemia COVID-19: Panorama internacional e análise dos casos dos Estados Unidos, do Reino Unido e da Espanha. *Texto para Discussão*. Rio de Janeiro: IPEA.
- Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes. (2019). *Beef Report 2019*. Recuperado de <https://www.abiec.com.br/publicacoes/beef-report-2019/>.
- Baldwin, R., & Weder di Mauro, B. (Eds.). (2020). *Economics in the Time of COVID-19*. CEPR Press. <https://cepr.org/publications/books-and-reports/economics-time-covid-19>.
- Banco Mundial. (2020). Banco Mundial projeta queda de 8,0% no PIB do Brasil em 2020. <https://www.infomoney.com.br/economia/banco-mundial-projeta-queda-de-80-no-pib-do-brasil-em-2020/>.
- Bankrate. (2024). VIX Index: How Wall Street's 'Fear Gauge' Measures Market Volatility. <https://www.bankrate.com/investing/vix-volatility-index/>
- Barichello, R. (2020). The COVID-19 pandemic: Anticipating its effects on Canada's agricultural trade. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroéconomie*, 68(2), 219-224. <https://doi.org/10.1111/cjag.12244>
- Barriga, J. (1995). The agricultural sector and economic development in Latin America. *Latin American Research Review*, 30(2), 45-73.
- Basavaraj, C. S., & Chowdri, G. P. (2013). Price discovery in Indian commodity market: A study of red chilli futures. *SUMEDHA Journal of Management*, 2(3), 30-37.
- Brady, M. (2008). The dimensions of causality: Ontology, epistemology, and pragmatics. *Philosophy Today*, 52(2), 123-136.
- Belo, N. M., & Brasil, H. G. (2006). Assimetria informacional e eficiência semiforte do mercado. *Revista de Administração de Empresas*, 46(Edição Especial), 48-57.
- Bendinelli, W. E., Ferreira, P. G., & Almeida, M. A. (2011). Análise de causalidade entre os preços futuros da soja negociados na BM&FBOVESPA e na CBOT. *Revista de Economia e Agronegócio*, 9(1), 1-20.
- Bini, D. (2013). A influência do mercado internacional na volatilidade dos preços das commodities agrícolas. *Revista de Economia e Agronegócio*, 11(2), 123-140.

- Bohl, M. T., Pütz, A., & Sulewski, C. (2020). Speculation and the informational efficiency of commodity futures markets. *Journal of Commodity Markets*, 100159. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2020.100159>
- Box, G. E. P., & Jenkins, G. M. (1970). *Time series analysis: Forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day.
- Bhardwaj, S., & Gupta, S. (2020). An econometric analysis of causality and lead-lag behaviour across the futures and spot markets of metal commodities. *Empirical Economics Letters*, 20(1), 1-12.
- Brand, J., & Bessler, D. A. (1983). Price formation in the live cattle futures market: A time series analysis. *American Journal of Agricultural Economics*.
- Brasil. Ministério da Agricultura e Pecuária. (2007). *Cadeia produtiva da soja*. IICA/MAPA/SPA.
- Brasil. Ministério da Agricultura e Pecuária. (2023). *Projeções do agronegócio: Brasil 2022/23 a 2032/33 – Projeções de longo prazo*. MAPA.
- Breitung, J. (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews*, 24(2), 151-173.
- Brooks, C., Prokopczuk, M., & Wu, Y. (2015). Booms and busts in commodity markets: Bubbles or fundamentals? *Journal of Futures Markets*, 35(10), 916-938. <https://doi.org/10.1002/fut.21750>
- Bryman, A. (1992). *Quantitative and qualitative research: Further reflections on their integration*. New York: Routledge.
- B3. (2023). Mercado Futuro. Recuperado de [https://www.b3.com.br/pt\\_br/produtos-e-servicos/negociacao/renda-variavel/mercado-de-acoas/mercado-futuro.htm](https://www.b3.com.br/pt_br/produtos-e-servicos/negociacao/renda-variavel/mercado-de-acoas/mercado-futuro.htm)
- Caixeta Filho, J. V. (1999). *Análise da competitividade do agronegócio café no Brasil* (Tese de Doutorado). Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Carmona, R., & Ludkovski, M. (2005). Pricing commodity derivatives with basis risk and partial observation. Preprint, Princeton University.
- Castro, L. (2020). Projeções econômicas para o Brasil em 2020. *Revista Econômica*.
- Castro, C. E., Lima, J. R. F., & Lima, J. R. (2012). Causalidade entre os preços futuros da soja nos mercados brasileiro e norte-americano. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 50(2), 253-270.
- Carneiro, F. G. (1997). *Modelos econométricos de séries temporais com aplicação à análise macroeconômica*. Brasília: Editora da Universidade de Brasília.
- Carneiro, C. M. (2021). Processo produtivo do café: Torrefação e qualidade [Trabalho de conclusão de curso, Universidade Federal de Uberlândia]. Repositório Institucional da UFU. Recuperado de <https://repositorio.ufu.br/handle/123456789/31531>
- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. (2024). Relatórios e publicações. Recuperado de <https://www.cepea.esalq.usp.br/>.
- Cepea/CNA. (2023). Boletim Mercado de Trabalho do Agronegócio Brasileiro: 1º trimestre de 2023. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada e Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil. Disponível em [https://cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Boletim%20MT%20Agro%20\(1-2023\).pdf](https://cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Boletim%20MT%20Agro%20(1-2023).pdf)

- CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. PIB do agronegócio cresceu abaixo das projeções. Piracicaba: Cepea, 2022. Disponível em: [https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Cepea\\_CNA\\_PIB\\_JAn\\_Dez\\_2021\\_Mar%C3%A7o2022.pdf](https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Cepea_CNA_PIB_JAn_Dez_2021_Mar%C3%A7o2022.pdf). Acesso em: [11 de novembro de 2024].
- Coluccia, B., Agnusdei, G. P., Miglietta, P. P., & De Leo, F. (2021). Effects of COVID-19 on the Italian agri-food supply and value chains. *Food Control*, 123, 107839. <https://doi.org/10.1016/j.foodcont.2020.107839>.
- Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL) & Organização Pan-Americana da Saúde (OPAS). (2020). Salud y economía: una convergencia necesaria para enfrentar el COVID-19 y retomar la senda hacia el desarrollo sostenible en América Latina y el Caribe. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/45743>.
- Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE). (2020). Crises econômicas brasileiras. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC).
- Companhia Nacional de Abastecimento. (2023). Com novo recorde, produção de grãos na safra 2022/23 chega a 322,8 milhões de toneladas. Recuperado em 15 de outubro de 2024, de <https://www.conab.gov.br/ultimas-noticias/5157-com-novo-recorde-producao-de-graos-na-safra-2022-23-chega-a-322-8-milhoes-de-toneladas>.
- Copetti, M. C., Vieira, W. M., & Coronel, D. A. (2013). Análise de causalidade entre os preços futuros da soja nos mercados brasileiro e norte-americano. *Revista de Economia e Agronegócio*, 11(2), 123-140.
- Chan, K., & Lien, D. Price discovery in spot and futures markets: Evidence from the Australian market. *Journal of Futures Markets*, 2002.
- Chen, Y. L., & Tsai, W. C. (2017). Determinants of price discovery in the VIX futures markets. *Journal of Empirical Finance*, 43, 59-73. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jempfin.2017.05.002>.
- Chhatwal, H., & Puri, H. (2014). Relationship between Indian spot and future crude oil prices: A phase-wise empirical analysis. *Asia-Pacific Journal of Management Research and Innovation*, 9(3), 305-313.
- Cheung, Y. W., & Fung, H. G. (1997). Information flows between Eurodollar spot and futures markets. *Multinational Finance Journal*, 1(4), 255-271.
- Choy, S. K., & Zhang, H. (2010). Trading costs and price discovery. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 34(1), 37-57.
- Christofoletti, M. A. M., Silva, R. M., & Martines Filho, J. G. (2011). *Cointegração e causalidade no mercado de soja: análises para Brasil, China e EUA*. Anais do 49º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 1-20.
- Davidson, R., & MacKinnon, J. G. (1993). *Estimation and inference in econometrics*. New York: Oxford University Press.
- Dicionário Houaiss da Língua Portuguesa. (2001). *Causa e causalidade*. Rio de Janeiro: Objetiva.
- Diebold, F. X. (2007). *Elements of Forecasting* (4ª ed.). South-Western College Publishing.
- Dimpfl, T., Flad, M., & Jung, R. C. (2017). Price discovery in agricultural commodity markets in the presence of futures speculation. *Journal of Commodity Markets*, 5, 50-62.

- Dolado, J. J., & Lütkepohl, H. (1996). Making Wald tests work for cointegrated VAR systems. *Econometric Reviews*, 15(4), 369–386. <https://doi.org/10.1080/07474939608800362>.
- Donthu, N., & Gustafsson, A. (2020). Effects of covid-19 on business and research. *Journal of Business Research*, 117(1), 284-289. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2020.06.008>.
- Emirmahmutoglu, F., & Kose, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling*, 28(3), 870-876.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (4<sup>a</sup> ed.). Wiley.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fávero, L. P., & Belfiore, P. (2017). *Manual de Análise de Dados: Estatística e Modelagem Multivariada com Excel®, SPSS® e Stata®*. Elsevier.
- Fisher, R. A. (1932). *Statistical methods for research workers* (4<sup>a</sup> ed.). Oliver & Boyd.
- Fochezatto, A., Koshiyama, D., & Alencastro, D. (2010). Testando relações de causalidade entre comércio externo e crescimento econômico em países da América Latina: evidências de dados em painel e séries temporais. *Economia*, 11(3), 597-629.
- Fortenbery, T. R., & Zapata, H. O. (1997). An evaluation of price linkages between futures and cash markets for cheddar cheese. *Journal of Futures Markets*, 17(3), 279-301.
- Forti, C. A. B., Peixoto, F. M., & Santiago, W. P. (2009). Hipótese da Eficiência de Mercado: Um Estudo Exploratório no Mercado de Capitais Brasileiro. *Gestão e Regionalidade*, 25(75), 45–56.
- Fundo Monetário Internacional (FMI). (2020). *FMI piora estimativa de contração da economia do Brasil em 2020 a 9,1% por coronavírus*. <https://www.terra.com.br/economia/fmi-piora-estimativa-de-contracao-da-economia-do-brasil-em-2020-a-91-por-coronavirus,c4a5339bfee149ae59d59faa719fec400g2mzj0.html>.
- Floros, C., & Vougas, D. V. (2007). Lead-lag relationship between futures and spot markets in Greece: 1999 – 2001. *International Research Journal of Finance and Economics*(7), 168-174.
- Garbade, K. D., & Silber, W. L. (1983). Price movements and price discovery in futures and cash markets. *Review of Economics and Statistics*, 65(2), 289-297.
- Garcia, M. G. P., & Urban, T. (2010). O rabo abana o cachorro: Mercados futuro e à vista de câmbio no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 64(2), 91–107. <https://doi.org/10.1590/S0034-71402010000200001>.
- Greene, W. H. (2008). *Econometric analysis* (6<sup>a</sup> ed.). Prentice Hall.
- Giordano, S. R. (1999). *Competitividade regional e globalização* (Tese de doutorado). Universidade de São Paulo, Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, São Paulo.
- Gil, A. C. (2004). *Métodos e técnicas de pesquisa social* (5<sup>a</sup> ed.). São Paulo: Atlas.
- Giles, J. A., & Williams, C. L. (2000). Export-led growth: A survey of the empirical literature and some non-causality results. *Econometric Working Paper*, 00(1), 1-25.
- Gorton, G., & Rouwenhorst, K. G. (2006). Facts and fantasies about commodity futures. *Financial Analysts Journal*, 62(2), 47–68. <https://doi.org/10.2469/faj.v62.n2.4083>.

- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J. (1980). Testing for causality: A personal viewpoint. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 329–352.
- Groen, J. J. J., & Kleibergen, F. (2003). Likelihood-based cointegration analysis in panels of vector error-correction models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(2), 295-318.
- Grola, M. (2011). Análise da relação entre contratos futuros agropecuários e mercado de ações com foco em períodos de crise [Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo]. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5<sup>a</sup> ed.). McGraw-Hill Education.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis* (5<sup>a</sup> ed.). Prentice Hall.
- Harwood, J., Heifner, R., Coble, K., Perry, J., & Somwaru, A. (1999). *Managing risk in farming: Concepts, research, and analysis* (Agricultural Economic Report No. 774). U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service.
- Hirakuri, M. H., & Lazzarotto, J. J. (2014). O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro. Embrapa Soja.
- Holland, S. (2015). Arbitrage in Commodity Markets and the Dynamics of Storage. Indiana University. Disponível em [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2661089](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2661089)
- Hoover, K. D. (2008). *Causality in Economics and Econometrics*. Cambridge University Press.
- Hull, J. C. (2012). *Options, Futures, and Other Derivatives* (9<sup>a</sup> ed.). Pearson.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2023). *Anuário Estatístico do Brasil 2023*. Recuperado de [https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/20/aeb\\_2023.pdf](https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/20/aeb_2023.pdf).
- Instituto Antônio Houaiss. (2001). *Dicionário Houaiss da Língua Portuguesa*. Rio de Janeiro: Objetiva.
- Imai, N., Cori, A., Dorigatti, I., Baguelin, M., Donnelly, C. A., Riley, S., & Ferguson, N. M. (2020). Report 3: Transmissibility of 2019-nCoV. Imperial College London.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Jaffee, S., Siegel, P., & Andrews, C. (2010). *Rapid Agricultural Supply Chain Risk Assessment: A Conceptual Framework*. World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-8587-0>
- Jacobs, M. (2016). Price discovery in the US Treasury market: An analysis of futures and cash markets. *Journal of Futures Markets*.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press.

- Labys, W. C. (2006). Commodity Price Fluctuations: A Century of Analysis. *Regional Research Institute Working Papers*, 2006(11).
- Lamounier, W. M. (2003). Séries financeiras, estacionariedade, independência. *Pesquisa Operacional*, 23(1), 45-70.
- Larousse. (2004). *Enciclopédia Moderna*. São Paulo: Larousse.
- Larsson, R., Lyhagen, J., & Lothgren, M. (2001). Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *The Econometrics Journal*, 4(1), 109-142.
- Leedy, P. D., & Ormrod, J. E. (2004). *Practical research: Planning and design* (8<sup>a</sup> ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Merrill Prentice Hall.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24
- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: Views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688–726.
- Lin, B., & Zhang, Y. (2020). Impact of the COVID-19 pandemic on agricultural exports. *Journal of Integrative Agriculture*, 19(12), 2937-2945.
- Lima, R. S. (2019). A relação entre renda e o preço da arroba do boi gordo no mercado físico brasileiro. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>.
- Luz, A. N. C. O resultado do uso de derivativos agropecuários na gestão do risco de preço: o caso do milho e da soja no Brasil nas últimas quatro safras. 2009.117f. Monografia. Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Karabiyik, H., Narayan, P. K., Phan, D. H. B., & Westerlund, J. (2018). Islamic spot and index futures markets: Where is the price discovery? *Pacific-Basin Finance Journal*, 52, 123-133. <http://dx.doi.org/10.1016>
- Kavussanos, M. G., & Nomikos, N. K. (2003). Price discovery in the freight futures market. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*.
- Kimura, H. Administração de riscos em empresas agropecuárias e agroindustriais. Caderno de Pesquisas em Administração. V. 1, n. 7, p. 51–61, 1998.
- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737. <https://doi.org/10.2307/2118406>
- Kolb, R. W. (1992). *Is Normal Backwardation Normal?* Center for the Study of Futures Markets, Columbia Business School.
- Kumar, B., & Pandey, A. (2013). Market efficiency in Indian commodity futures markets. *Journal of Indian Business Research*, 5(2), 101-121.
- Kumar, K., & Chaturvedula, C. (2013). Price leadership between spot and futures markets. *Journal of Applied Finance & Banking*, 3(1), 93-107. Retrieved from [https://ideas.repec.org/a/spt/apfiba/v3y2013i1f3\\_1\\_6.html](https://ideas.repec.org/a/spt/apfiba/v3y2013i1f3_1_6.html)

- Kumar, N., & Shollapur, M. R. (2015). Price discovery in the Indian stock index futures market: An empirical analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(1), 23-29.
- Kreter, A. C., & Souza Jr., J. M. (2020). O agronegócio brasileiro frente à pandemia: Resiliência e crescimento. *Revista de Economia Rural*, 62(2), 101-119.
- MacDonald, S., & Meyer, L. (2009). *Cotton price volatility and the effectiveness of the marketing loan program*. U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- Marx, K. (2013). O capital: Crítica da economia política (Livro I, Vol. 1, 1ª ed., trad. Rubens Enderle). São Paulo: Boitempo.
- Mattei, G. (2020). O papel do agronegócio na recuperação econômica do Brasil durante a pandemia. *Revista Brasileira de Agronegócio*, 19(3), 143-160.
- Matias, M. A., Silva, C. A. T., & Vieira, L. (2005). Análise de padrões de comportamento de preços com fins de projeção de receita: Testes estatísticos em uma série temporal de preços da commodity cobre. *BBR - Brazilian Business Review*, 2(2), 113-130. <https://doi.org/10.15728/bbr.2005.2.2.2>.
- Maysonave, J., Oliveira, L. B., & Silva, R. F. (2021). Análise dos fatores que influenciam a cotação da arroba do boi gordo no Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio*, 19(2), 123-140.
- Miceli, W. M. *Derivativos de Agronegócios: gestão de riscos de mercado*. São Paulo: Saint Paul, 2019.
- Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. (2019). Relatório anual de atividades do Comitê de Investimentos e Negócios de Impacto - 2019. Recuperado de <https://www.gov.br/mdic/pt-br/assuntos/enimpacto/relatorios - anual /arquivos/relatorioanual de atividadesenimpacto2019.pdf>.
- McKibbin, W., & Fernando, R. (2020). The global macroeconomic impacts of COVID-19: Seven scenarios. *Asian Economic Papers*, 1-55.
- McKenzie, A. M., & Holt, M. T. (2002). *Market efficiency in agricultural futures markets*. *Applied Economics*, 34(12), 1519-1532.
- Miari, R. C., Mesquita, J. M. C., & Pardini, D. J. (2015). Eficiência de Mercado e Corrupção Organizacional: Estudo dos Impactos Sobre o Valor dos Acionistas. *Brazilian Business Review*, 12(2), 1-26.
- Morales, E. K. (2013). Teoria da Causalidade: uma abordagem histórica. Monografia de Graduação, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- Morris, W., & Brown, R. (2015). *Hume's causal theories in philosophy and economics*. Cambridge University Press.
- Nissanke, M. (2012). *Commodity Market Linkages in the Global Financial Crisis: Excess Volatility and Development Impacts*. *The Journal of Development Studies*, 48(6), 732-750.
- Oliveira, V. A.; Aguiar, D. R. Determinantes do desempenho dos contratos futuros de commodities agropecuárias no Brasil. In: IV Congresso Internacional de Economia e Gestão de Redes Agroalimentares. 2003, Ribeirão Preto, São Paulo. Anais... Ribeirão

- Preto: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto / USP, 2003.
- Oliveira, A. B., Rezende, C. L., & Machado, G. R. (2021). Análise dos fatores econômicos que influenciam o preço da arroba do boi gordo no Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio*, 19(2), 123-140.
- Oliveira, L. B., & Couto, L. M. (2018). Manejo de pastagens em períodos de seca no cerrado: estratégias para a sustentabilidade da produção pecuária. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 47, e20170234.
- Organização Mundial da Saúde. (2020). Histórico da emergência internacional COVID-19. <https://www.paho.org/pt/historico-da-emergencia-internacional-covid-19>.
- Pak, A., Adegboye, O. A., Adekunle, A. I., Rahman, K.M., McBryde, E. S., & Eisen, D. P. (2020). Economic consequences of the covid-19 outbreak: the need for epidemic preparedness. *Frontiers in Public Health*, 8(1), 1-4. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2020.00241>.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.
- Pereira, T. L. (2020). Tensões comerciais entre Estados Unidos e China: A "Guerra Fria 2.0" e os impactos no agronegócio brasileiro. *Revista de Relações Internacionais e Comércio*, 5(1), 45-67.
- Piot-Lepetit, I., & M'Barek, R. (Eds.). (2011). *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7634-5>
- Mahajan, N., & Singh, S. P. (2015). Price discovery process in Indian commodity market: A study of agricultural commodity derivatives traded on NCDEX. *Journal of Commerce & Accounting Research*, 4(1), 12-19.
- Mankiw, N. G. (2009). *Principles of economics (5th ed.)*. Cengage Learning
- Marques, P. V.; Aguiar, D. R. de. Comercialização de produtos agrícolas. São Paulo: Editora da USP, 1993.
- Marques, P. V.; Mello, P. C. Mercados futuros de commodities agropecuárias: exemplos aplicações para o mercado brasileiro. São Paulo: BMF, 1999.
- Marques, P. V.; Mello, P. C.; Martines Filho., J. G. Mercados futuros e de opções agropecuárias. Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq-USP, 2006.
- Marquetti, A.; Koshiyama, D.; Alencastro, D. O aumento da lucratividade expande a acumulação de capital? Uma análise de causalidade de Granger para países da OCDE. *Revista Economia Contemporânea*. Rio de Janeiro, 13(3): 367-390, set./dez. 2009.
- Matos, R. (2002). O impacto do desenvolvimento financeiro no crescimento econômico: Uma análise empírica utilizando o teste de causalidade de Granger. Dissertação de Mestrado, Universidade de Brasília, Brasília.

- Mattei, L. (2020). O agronegócio brasileiro e a pandemia de COVID-19: Impactos econômicos e perspectivas. *Revista Brasileira de Economia*, 74(suppl 1), 3-24. <https://doi.org/10.1590/0101-31572020v74n1a1>
- McKenzie, A. M., & Holt, M. T. (2002). Market efficiency in agricultural futures markets. *Applied Economics*, 34(12), 1519-1532.
- Miranda, P. S. et al. Aplicação de silício na cultura do milho. *Revista de Ciências Agroambientais*, v. 16, n. 1, p. 1-6, 2018.
- Moura, E. P., Mélo, M. A. do N., & Medeiros, D. D. de. (2004). Um estudo sobre o desempenho da agroindústria canavieira no Estado de Pernambuco no período de 1987 a 1996. *Revista Produção*, 14(1), 78-91.
- Murakami, P. N. (2011). Causalidade de Granger em medidas de risco (Dissertação de Mestrado). Universidade de São Paulo, São Paulo. Disponível em <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/45/45133/tde-14072011-221932>.
- Pecora, A. R., & Menezes-Filho, N. (2013). O papel da oferta e da demanda por qualificação na evolução do diferencial de salários por nível educacional no Brasil. *Economia e Empresa*, 13(1), 5-29.
- Pedroni, P. (1999). *Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pedroni, P. (2004). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory* 20: 597–625.
- Pereira, A. (2020). Guerra Fria 2.0: *Tensions between the United States and China amid the COVID-19 pandemic*. *Revista de Relações Internacionais*, 12(3), 45-62. <https://doi.org/10.1590/2236-9996.2020v12n3p45>.
- Pereira, L. M. Modelo de formação de preços de commodities agrícolas aplicado ao mercado de açúcar e álcool. São Paulo, 2009. Tese (Doutorado em Administração) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de São Paulo, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.
- Piot-Lepetit, I., & M'Barek, R. (Eds.). (2011). *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility*. Springer.
- Quan, D. C. (1992). Two-step testing procedure for cointegration in international capital markets. *Journal of Econometrics*.
- Raniero, L. R. (2018) Descoberta de preços e especulação no mercado de milho brasileiro. 2018. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, Disponível em: <https://repositorio.ufscar.br/handle/ufscar/10760>.
- Rajput, N., Thaker, N., & Pathak, R. (2012). Price Discovery and Volatility Spillover in Indian Commodity Market. *Journal of Business Management & Social Sciences Research*, 1(1), 1-12.
- Reiss, J. (2007). *Do we need causal explanations in macroeconomics? Economics and Philosophy*, 23(1), 45–72.

- Revista Cafeicultura. (2006). A história do café – A importância sócioeconômica. Recuperado de <http://revistacafeicultura.com.br/?mat=5548>
- Raju, G. A., & Shirodkar, S. (2020). *The lead-lag relationship between spot and futures markets in the energy sector: Empirical evidence from Indian markets*. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(5), 409-414.
- Ribeiro, K. C. S., Sousa, A. F., & Rogers, P. (2006). Preços do café no Brasil: variáveis preditivas no mercado à vista e futuro. *Revista de Gestão USP*, 13(1), 11-30.
- Ribeiro, M. A. & Godinho, L. A. Utilização de estratégias de marketing como diferencial dos fornecedores de asfaltos na região metropolitana de Belo Horizonte. Disponível em: <<http://www.webartigos.com/articles/20409>>. Acesso em 13 de Agosto de 2024.
- Roberts, M. J., & Schlenker, W. (2013). Identifying Supply and Demand Elasticities of Agricultural Commodities: Implications for the US Ethanol Mandate. *American Economic Review*, 103(6), 2265-95.
- Rodríguez, F., & Rodrik, D. (2001). *Trade policy and economic growth: A skeptic's guide to the cross-national evidence*. *NBER Macroeconomics Annual*, 15, 261–325. <https://doi.org/10.1086/654419>
- Roubini, N. (2020). *A Greater Depression? Project Syndicate*. <https://www.project-syndicate.org/commentary/coronavirus-greater-great-depression-by-nouriel-roubini-2020-03>.
- Rossi, C. A. Análise de estratégias de hedging estáticas aplicadas a commodities agrícolas. São Paulo, 2008. Dissertação (Mestrado em Engenharia) - Escola Politécnica, Universidade de São Paulo.
- Salisu, A. A., & Vo, X. V. (2020). Predicting stock returns in the presence of COVID-19 pandemic: The role of health news. *International Review of Financial Analysis*, 71, 101546. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101546>.
- Sandroni, P. Novo dicionário de Economia. São Paulo: Abril, 1994.
- Sasi, G. (2013). *Financial development, ICT and economic growth: Evidence from MENA countries*. *Journal of Economics and Finance*, 24(4), 501-520.
- Schlusche, B. (2009). Price formation in spot and futures markets: Exchange traded funds vs. index futures. *The Journal of Derivatives*, 17(2), 26-40. <https://doi.org/10.3905/JOD.2009.17.2.026>
- Sehgal, S., Rajput, N., & Dua, R. K. (2012). Price discovery in Indian agricultural commodity markets. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 2(2), 34-54.
- Shikida, P. F. A., Paiva, C. A., & Júnior, J. M. (2016). *Impactos econômicos da degradação de pastagens no cerrado: uma análise para a pecuária de corte*. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 54(3), 345-362.
- Shrestha, K., Subramaniam, R., & Thiyagarajan, T. (2020). Price discovery in agricultural markets. *American Business Review*, 23(1), 53-69. <https://doi.org/10.37625/abr.23.1.53-69>
- Shrestha, K. (2014). Price discovery in energy markets. *Energy Economics*, 45, 229-233.
- Silva, R. M. (2013). Integração espacial e eficiência do hedge no mercado sul-americano de soja: comparações entre Brasil e Argentina. Dissertação de Mestrado, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

- Silva, F. M. da. (2010). Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro [Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Santa Maria]. Repositório UFSM. Disponível em <https://repositorio.ufsm.br/handle/1/4599>
- Silveira, R. L. F. Uma análise da alocação de contratos futuros sobre commodities em portfólios diversificados. 2008. 159p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.
- Silvapulle, P., & Moosa, I. A. (1999). *The relationship between spot and futures prices: Evidence from the crude oil market*. *Journal of Futures Markets*.
- Sims, C. A. (1972). Money, income, and causality. *The American Economic Review*, 62(4), 540–552.
- Sims, C. A. (1980). *Macroeconomics and reality*. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Singh, N. P., & Sharma, S. (2017). *Linkage between gold and crude oil spot markets in a cointegration and causality analysis*. *International Journal of Engineering Technology, Management and Applied Sciences*, 5(6), 216-223.
- Schouchana, F. Introdução aos mercados futuros e de opções agropecuários no Brasil 2.ed. São Paulo: BM&F, 2000.
- Schouchana, F., Sheng, H. H., & Decotelli, C. A. (2013). *Gestão de riscos no agronegócio: mercados futuros, opções e swaps*. Rio de Janeiro: Editora FGV.
- Schlusche, B. (2009). *Price formation in spot and futures markets: Exchange traded funds vs. index futures*. *The Journal of Derivatives*, 17(2), 26-40.
- Schumpeter, J. A. (1911). *The Theory of Economic Development*. Harvard University Press.
- Sharma, N. K. (2015). *Price discovery and volatility spillovers in futures and spot commodity markets: Some Indian evidence*. *Journal of Quantitative Economics*, 13(1), 101-122.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2004). *Introdução à econometria* (2ª ed.).
- Sulku, S. N. (2011). *Testing for Granger causality in the presence of structural breaks: Turkish case*. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 1(2), 1-11.
- Teles, N. (2022). Pandemia, crise econômica e o novo papel do Estado. *Revista Crítica de Ciências Sociais*, 128. Publicado em 18 de outubro de 2022. Consultado em 24 de maio de 2024. Disponível em <http://journals.openedition.org/rccs/13429>. <https://doi.org/10.4000/rccs.13429>
- Telser, L. G. (1981). *Futures trading and the storage of cotton and wheat*. *Journal of Political Economy*. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.06.007>.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tomek, W. G., & Kaiser, H. M. (2014). *Agricultural product prices* (5th ed.). Cornell University Press.
- Topcu, M., & Gulal, O. S. (2020). *The impact of COVID-19 on emerging stock markets*. *Finance Research Letters*, 36, 101691. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101691>
- Tothova, M. (2011). *Theoretical review of commodity price volatility*. In *Piot-Lepetit, I., & M'Barek, R. (Eds.), Methods to analyse agricultural commodity price volatility* (pp. 13-28). Springer.

- Theissen, E. (2012). *Price discovery in spot and futures markets: Evidence from the German market. Journal of Futures Markets.*
- Tsay, R. S. (2002). *Analysis of financial time series.* John Wiley & Sons.
- Trauer, E., Valdati, AC, Costa, EM, Orzelli, DM, & Varvakis, G. (2017). O encontro *Anais do VII Congresso Internacional de Conhecimento e Inovação (ciKi)* . Recuperado de <https://https://proceeding.ciki.ufsc.br/index.php/ciki/articl/ver/581>.
- United States Department of Agriculture. (2023). Coffee: World Markets and Trade. Recuperado de <https://fas.usda.gov/data/coffee-world-markets-and-trade-12202023>.
- United States Department of Agriculture. (2013). World Agricultural Supply and Demand Estimates. Recuperado de <https://www.usda.gov/oce/commodity/wasde>
- Urso, P. (2007). A cadeia produtiva da carne bovina no Brasil: estrutura e dinâmica. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 45(2), 301-328.
- U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service (2023). *Commodity and Food Elasticities.*
- Vasantha, G., & Mallikarjunappa, T. (2015). *Lead-lag relationship and price discovery in Indian commodity derivatives and spot market: An example of pepper. The IUP Journal of Applied Finance*, 21(1), 71-83.
- Vergara, S. C. (2000). *Métodos de pesquisa em administração* (2ª ed.). São Paulo: Atlas.
- Wahab, M., & Lashgari, M. (1993). *Price discovery in the foreign exchange futures market. Journal of Futures Markets.*
- Wang, G. H. K., & Yau, J. (1994). *A time series approach to testing for market linkage: Unit root and cointegration tests. The Journal of Futures Markets*, 14(4), 457-474.
- Wats, A., & Misra, R. (2008). Investigating the lead-lag relationship between futures and spot markets in India. *Journal of Financial Markets.*
- Wats, S., & Sikdar, C. *Dynamics in futures and spot markets: A panel study of advanced and emerging economies of Asia. LLC Business Perspectives, Hryhorii Skovoroda lane, 10, Sumy, 40022, Ukraine.*
- Warren Magazine. (2020). *Índice VIX: entenda melhor o que é o "índice do medo".* Recuperado de <https://warren.com.br/magazine/indice-vix/>.
- Westerlund, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews*, 24(3), 297-316.
- Wiener, N. (1956). *The Theory of Prediction.* Modern Mathematics for Engineers. McGraw-Hill
- Workie, E., Mackolil, J., Nyika, J., & Ramadas, S. (2020). *Deciphering the impact of COVID-19 pandemic on food security, agriculture, and livelihoods: A review of the evidence from developing countries. Current Research in Environmental Sustainability*, 2, 100014. <https://doi.org/10.1016/j.crsust.2020.100014>.
- Williamson, O. E. (1989). *Transaction Cost Economics.* In R. Schmalensee & R. D. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organization* (Vol. 1, pp. 135-182).
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna* (2ª ed.). São Paulo: Thomson Learning.

- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2<sup>a</sup> ed.). MIT Press.
- Yang, J., Bessler, D. A., & Leatham, D. J. (2001). *Asset storability and price discovery in commodity futures markets: A new look*. *Journal of Futures Markets*, 21(3), 279-300.
- Yarovaya, L., Matkovskyy, R., & Jalan, A. (2022). The COVID-19 *black swan crisis: Reaction and recovery of various financial markets*. *Research in International Business and Finance*, 59, 101521. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101521>.
- Zapata, H. O., & Rambaldi, A. N. (1997). *Monte Carlo evidence on cointegration and causation*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(2), 285–298. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00065>
- Zavadskas, M., Morales, L., & Coughlan, J. (2018). *The lead–lag relationship between oil futures and spot prices: A literature review*. *International Journal of Financial Studies*, 6(4), 89.
- Zhang, D., Hu, M., & Ji, Q. (2020). *Financial markets under the global pandemic of COVID-19*. *Finance Research Letters*, 36, 101528. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101528>.

## APÊNDICES

**APÊNDICE A – Base de dados ajustada para análise no Python - Planilha Utilizada com Dados Tabulados da Série Histórica de 01/12/2016 a 31/05/2024 das Commodities milho, soja, café arábica e boi gordo.**

<b>Data</b>	<b>Milho Preco Futuro</b>	<b>Milho Preco a Vista</b>	<b>Soja Preco Futuro</b>	<b>Soja Preco a Vista</b>	<b>Café Preco Futuro</b>	<b>Café Preco a Vista</b>	<b>Boi Gordo Preco Futuro</b>	<b>Boi Gordo Preco a Vista</b>
01/12/2016	33,79	36,54	23,10	22,98	179,00	151,62	155,00	149,43
02/12/2016	33,65	36,53	23,06	23,12	182,00	152,48	154,58	149,91
05/12/2016	33,70	36,79	23,40	23,39	182,15	152,19	150,00	149,56
06/12/2016	33,79	37,30	23,48	23,60	179,00	152,29	154,00	149,52
07/12/2016	33,59	37,48	23,48	23,40	176,00	149,73	153,10	149,56
08/12/2016	33,55	38,20	23,10	23,59	176,50	151,15	152,96	148,63
09/12/2016	33,57	37,91	23,30	23,64	175,00	148,72	153,00	149,63
12/12/2016	33,65	38,36	23,16	23,73	175,00	148,76	153,50	150,37
13/12/2016	33,50	39,05	23,12	23,79	178,50	151,25	152,99	149,14
14/12/2016	33,50	38,80	23,00	23,52	181,00	150,23	152,00	149,25
15/12/2016	33,50	38,63	23,14	23,46	178,50	147,46	148,25	148,90
16/12/2016	33,42	38,87	23,21	23,47	169,00	145,38	151,00	148,96
19/12/2016	33,18	39,36	22,90	23,43	180,05	148,11	150,21	148,93
20/12/2016	33,10	39,34	22,58	23,44	180,00	150,20	149,25	148,71
21/12/2016	32,97	38,84	22,61	23,23	179,75	151,07	149,00	148,07
22/12/2016	32,28	39,07	22,28	23,29	176,00	150,06	150,00	149,54
23/12/2016	32,10	38,80	22,26	23,18	172,10	149,87	150,02	148,77
26/12/2016	34,30	38,82	22,70	23,31	172,10	149,31	145,25	149,80
27/12/2016	31,99	38,80	22,53	23,14	169,50	146,35	150,60	150,04
29/12/2016	31,70	38,17	22,55	23,29	171,80	149,48	150,81	149,46
03/01/2017	31,80	37,94	22,15	23,18	172,00	145,01	150,50	149,91
04/01/2017	31,68	37,25	22,55	23,13	178,70	152,62	150,00	149,54
05/01/2017	31,60	36,90	22,45	23,40	182,00	156,78	149,60	149,97
06/01/2017	31,22	36,30	22,13	23,06	171,00	156,86	149,68	150,22
09/01/2017	31,05	35,75	22,32	23,18	183,70	157,87	149,00	150,72
10/01/2017	31,00	34,77	22,56	23,32	186,50	159,48	148,51	149,50
11/01/2017	31,74	34,40	22,41	23,52	188,35	161,31	148,21	149,50
12/01/2017	31,30	34,39	22,63	23,62	190,30	162,64	148,00	149,18
13/01/2017	31,47	34,17	23,30	23,72	188,00	160,77	148,00	149,52
17/01/2017	31,50	34,52	23,75	24,49	189,15	161,74	147,00	148,61
18/01/2017	31,50	35,11	23,95	24,63	186,50	161,37	146,92	148,75
19/01/2017	31,95	35,05	23,82	24,90	189,10	163,27	146,00	148,96
20/01/2017	30,84	35,59	23,55	24,73	192,65	165,31	146,30	147,82
23/01/2017	31,15	36,33	22,58	24,28	196,70	167,48	146,60	147,85
26/01/2017	30,99	36,61	23,30	23,94	191,00	167,28	145,40	145,94
27/01/2017	31,00	36,66	23,32	24,13	191,75	168,96	144,16	146,54
30/01/2017	30,47	36,55	22,79	23,66	190,95	168,08	144,00	145,81
31/01/2017	30,54	36,40	22,20	23,33	189,00	165,16	144,85	145,79
01/02/2017	30,67	36,06	23,07	23,55	190,00	165,97	144,71	145,77
02/02/2017	30,67	35,94	23,05	23,66	185,85	164,47	144,60	145,55

03/02/2017	30,69	36,41	22,90	23,70	185,10	165,21	144,80	145,46
06/02/2017	30,70	36,34	23,04	23,62	182,55	162,58	145,10	144,53
07/02/2017	30,58	36,02	23,20	23,78	180,85	161,36	145,00	144,84
08/02/2017	31,29	36,37	23,55	24,03	185,00	163,79	143,90	144,93
09/02/2017	30,67	36,42	23,40	23,89	183,05	164,02	144,50	145,11
10/02/2017	30,75	36,57	23,74	24,10	184,50	164,95	145,30	144,93
13/02/2017	30,60	36,54	23,63	24,12	183,20	163,91	144,85	145,49
14/02/2017	31,50	36,36	22,50	24,07	181,50	163,20	144,70	144,98
15/02/2017	30,35	36,04	22,54	24,08	182,00	163,18	144,50	145,09
16/02/2017	31,30	36,13	22,60	24,05	183,50	162,92	144,10	144,69
17/02/2017	31,00	36,06	23,05	23,79	184,00	162,82	144,50	144,15
21/02/2017	29,80	36,02	22,52	24,06	187,50	165,35	145,01	144,44
22/02/2017	30,40	36,39	22,35	23,66	192,00	166,40	144,01	144,56
23/02/2017	29,65	36,10	22,18	23,46	185,50	166,70	144,80	144,78
24/02/2017	29,70	36,10	22,60	23,12	181,50	162,29	140,90	145,01
01/03/2017	31,10	35,96	22,70	23,40	179,00	159,22	142,60	144,19
02/03/2017	31,10	36,11	22,45	23,03	185,70	156,38	145,49	144,64
03/03/2017	31,61	36,25	22,42	23,32	184,00	158,05	145,94	144,97
06/03/2017	31,56	35,95	22,65	23,25	183,05	156,83	144,51	144,80
07/03/2017	30,08	35,89	22,35	23,14	182,00	156,92	144,50	144,76
08/03/2017	30,00	35,48	22,30	22,89	184,35	155,88	145,23	144,62
09/03/2017	30,45	35,53	22,30	22,67	182,80	153,78	145,96	144,65
10/03/2017	30,45	35,44	22,08	22,84	182,75	156,61	141,32	143,98
13/03/2017	30,88	34,85	22,13	22,55	181,60	155,78	145,15	144,34
14/03/2017	30,25	35,33	22,00	22,30	186,15	154,46	145,80	144,15
15/03/2017	29,80	35,11	21,97	22,75	183,60	156,92	146,16	144,10
16/03/2017	30,00	35,01	21,90	22,44	186,00	156,60	145,85	144,66
17/03/2017	29,30	34,64	22,25	22,40	190,05	157,70	145,50	144,72
20/03/2017	30,29	34,32	22,27	22,56	186,80	159,64	144,50	145,08
21/03/2017	29,97	33,19	22,00	22,45	187,50	159,03	144,00	142,59
22/03/2017	29,40	32,80	22,30	22,22	183,30	156,47	142,51	141,93
23/03/2017	29,00	31,74	22,01	21,96	183,25	153,71	139,50	142,67
24/03/2017	28,80	31,63	21,58	21,99	185,40	152,18	140,50	141,13
27/03/2017	28,91	30,46	21,63	21,44	182,05	151,59	143,39	140,92
28/03/2017	29,00	30,42	21,65	21,41	180,50	152,06	144,45	140,98
29/03/2017	28,90	30,16	21,60	21,51	184,55	152,37	141,00	141,74
30/03/2017	29,46	30,27	21,20	21,25	171,75	151,43	139,70	141,37
31/03/2017	29,81	30,12	21,01	21,34	181,20	152,02	139,10	139,61
03/04/2017	29,50	29,39	20,93	20,90	183,00	152,99	139,00	134,85
04/04/2017	28,90	28,86	20,95	20,79	178,95	153,12	139,00	133,51
05/04/2017	27,60	28,44	21,05	20,70	168,80	151,84	139,75	133,98
06/04/2017	27,13	28,23	20,72	20,46	184,35	150,52	140,00	132,39
07/04/2017	29,57	28,14	20,95	20,43	181,00	150,10	140,51	134,72
10/04/2017	29,87	27,92	20,99	20,61	183,45	150,63	142,29	135,46
11/04/2017	29,30	27,51	20,85	20,56	183,00	150,43	142,30	136,60
12/04/2017	29,87	27,53	21,10	20,94	183,50	150,65	142,99	136,44
13/04/2017	30,00	27,80	21,30	21,06	172,00	150,48	142,00	138,41

17/04/2017	29,51	27,86	21,34	21,09	183,80	152,94	142,55	138,19
18/04/2017	30,28	28,56	21,07	20,89	186,25	153,60	143,00	138,24
19/04/2017	30,25	28,46	21,13	21,12	181,00	149,16	140,43	137,99
20/04/2017	29,50	28,60	21,01	21,17	181,10	146,34	140,70	138,57
24/04/2017	29,91	28,96	21,31	21,30	171,55	145,35	140,15	137,81
25/04/2017	30,00	28,52	21,24	21,46	171,60	143,52	139,30	138,55
26/04/2017	30,30	28,56	21,07	21,28	169,00	142,97	140,00	138,49
27/04/2017	29,50	28,23	21,00	21,20	168,50	142,38	139,50	139,03
28/04/2017	30,10	28,17	21,02	21,37	171,00	144,24	141,60	139,10
02/05/2017	30,10	27,91	21,30	21,64	175,35	145,02	140,12	137,45
03/05/2017	29,20	28,24	21,41	21,50	179,50	145,78	145,00	138,78
04/05/2017	29,16	28,51	21,43	21,69	179,30	143,05	143,00	138,76
05/05/2017	29,00	28,25	21,50	21,96	176,00	144,75	142,90	138,01
08/05/2017	28,90	28,22	21,18	21,68	177,50	144,53	142,10	137,70
09/05/2017	29,80	28,03	21,39	21,95	181,75	142,67	142,50	137,53
10/05/2017	29,85	28,15	21,30	21,93	177,00	144,83	142,10	137,50
11/05/2017	29,90	27,99	21,16	21,87	173,70	144,09	138,80	137,31
12/05/2017	29,73	28,09	21,18	21,79	174,65	145,87	138,80	136,92
15/05/2017	29,70	28,13	21,21	21,79	174,40	145,41	138,50	136,01
16/05/2017	29,71	27,88	21,45	21,81	175,45	143,46	139,00	137,02
17/05/2017	29,80	27,67	21,35	21,89	174,90	143,72	147,75	136,98
18/05/2017	31,15	27,80	20,80	21,05	169,00	135,48	141,73	136,29
19/05/2017	31,05	28,07	20,98	21,48	171,20	140,47	136,40	136,28
22/05/2017	31,00	27,88	21,19	21,33	170,30	138,72	140,51	136,25
23/05/2017	31,00	27,85	20,89	21,29	170,25	139,06	141,50	136,38
24/05/2017	31,00	27,60	20,94	21,28	167,50	138,18	135,80	134,38
25/05/2017	30,00	27,11	20,73	21,17	167,90	138,94	135,18	131,33
26/05/2017	29,23	27,23	20,44	21,09	171,00	140,48	132,70	133,93
30/05/2017	29,00	26,82	20,20	20,69	160,05	140,57	132,50	131,89
31/05/2017	28,92	26,49	20,33	20,87	172,25	139,95	133,29	132,66
01/06/2017	30,10	26,52	20,06	20,70	168,10	138,93	131,81	131,57
02/06/2017	28,50	26,48	20,43	20,72	163,65	137,51	132,64	131,33
05/06/2017	30,39	26,61	20,50	20,71	167,85	138,65	140,19	131,25
06/06/2017	28,70	26,84	20,64	20,91	171,30	137,43	138,10	130,21
07/06/2017	30,15	26,79	20,66	21,02	152,50	136,63	136,50	129,94
08/06/2017	30,10	27,19	20,90	21,30	165,50	138,34	129,00	128,05
09/06/2017	30,10	27,35	20,79	21,13	153,50	137,88	128,00	128,25
12/06/2017	30,09	27,12	20,69	20,99	165,65	137,41	136,50	129,82
13/06/2017	29,90	27,25	21,20	21,21	172,95	136,47	137,53	129,32
14/06/2017	29,90	27,09	20,76	21,12	165,35	136,90	128,72	127,54
16/06/2017	28,60	27,11	21,29	21,15	162,60	135,77	126,21	128,98
19/06/2017	28,50	27,21	21,01	21,26	154,60	136,09	130,50	128,26
20/06/2017	29,30	27,24	20,68	20,95	159,55	133,59	127,99	127,16
21/06/2017	29,00	27,03	20,83	20,94	149,40	132,03	122,00	128,04
22/06/2017	29,00	26,84	20,17	20,69	152,30	127,36	131,44	127,82
23/06/2017	29,00	26,82	20,00	20,50	159,00	130,50	131,43	126,83
26/06/2017	28,99	26,39	20,18	20,63	162,00	133,10	129,92	127,73

27/06/2017	28,70	26,36	20,29	20,68	160,00	133,06	131,40	127,94
28/06/2017	28,55	26,23	20,29	20,74	169,70	134,10	131,44	128,26
29/06/2017	28,60	25,89	20,92	20,82	162,90	134,27	130,71	126,90
30/06/2017	29,20	25,49	21,15	21,10	166,35	134,62	124,50	126,56
03/07/2017	27,80	26,10	21,54	21,66	168,20	135,87	126,30	126,37
05/07/2017	29,79	26,71	22,10	21,94	166,80	137,38	127,45	124,40
06/07/2017	29,50	26,66	22,17	21,89	169,25	136,28	126,50	124,17
07/07/2017	29,60	26,80	22,33	22,30	166,10	136,18	126,60	125,67
10/07/2017	30,90	26,86	22,97	22,66	166,00	137,00	126,74	125,19
11/07/2017	30,34	27,22	23,05	22,86	155,50	136,10	134,50	125,49
12/07/2017	30,10	27,05	23,00	23,00	157,30	137,68	134,50	124,70
13/07/2017	28,80	26,64	22,40	22,60	168,10	140,17	135,00	124,19
14/07/2017	28,45	26,26	22,25	22,36	172,00	143,21	134,74	123,76
17/07/2017	28,55	26,38	21,97	22,47	171,50	143,02	134,50	124,20
18/07/2017	29,80	26,66	22,49	22,74	173,45	143,05	136,05	122,80
19/07/2017	29,88	26,77	22,60	22,80	172,15	145,19	130,65	125,21
20/07/2017	30,20	26,63	22,90	22,96	173,15	145,39	137,10	124,66
21/07/2017	30,25	26,41	22,50	22,84	167,70	145,26	133,00	124,71
24/07/2017	28,84	25,92	22,50	22,72	163,30	143,01	139,00	123,11
25/07/2017	29,08	25,77	22,30	22,78	161,15	140,64	138,90	123,17
26/07/2017	29,09	25,49	22,40	22,93	165,80	144,14	139,85	125,66
27/07/2017	28,87	25,55	22,51	22,89	174,10	145,34	139,24	123,17
28/07/2017	29,91	25,40	22,70	23,21	181,40	148,14	139,90	123,45
31/07/2017	29,63	25,44	22,45	22,97	181,85	149,04	140,00	125,53
01/08/2017	29,57	25,36	21,96	22,41	181,00	147,36	141,10	127,05
02/08/2017	29,60	25,31	22,00	22,42	180,00	149,64	136,70	127,02
03/08/2017	29,75	25,20	21,65	22,22	185,00	150,44	137,50	124,77
04/08/2017	29,44	25,76	21,65	22,07	180,50	149,71	141,16	125,77
07/08/2017	30,18	26,00	21,40	22,62	182,65	151,61	138,11	128,37
08/08/2017	30,06	25,88	22,05	22,54	184,55	153,22	142,50	128,07
09/08/2017	30,10	25,99	21,90	22,63	184,50	151,81	142,66	127,51
10/08/2017	30,20	26,14	21,30	22,58	179,05	148,92	142,20	128,52
11/08/2017	30,78	26,33	21,38	22,28	182,25	149,49	143,10	129,08
14/08/2017	30,70	26,48	21,16	21,98	177,20	146,33	143,10	133,20
15/08/2017	31,41	27,05	20,95	21,85	182,50	144,60	144,94	132,78
16/08/2017	31,15	27,48	20,85	22,00	169,85	144,65	140,50	132,15
17/08/2017	31,84	27,64	21,10	21,79	167,05	141,74	144,99	134,84
18/08/2017	31,00	27,96	21,10	22,09	167,00	143,64	145,84	136,25
21/08/2017	31,81	27,83	21,20	21,83	164,85	141,62	141,00	138,00
22/08/2017	30,65	27,57	21,18	21,92	164,25	141,76	145,50	135,94
23/08/2017	30,30	27,42	21,23	22,15	164,25	142,30	143,00	138,58
24/08/2017	31,55	26,98	21,40	22,18	168,00	141,02	138,10	139,17
25/08/2017	31,45	26,94	21,38	22,05	168,00	142,36	143,00	139,57
28/08/2017	31,45	26,95	21,30	22,01	167,00	142,86	144,50	140,40
29/08/2017	31,55	26,80	21,30	22,14	164,00	142,00	145,50	142,16
30/08/2017	31,31	26,93	21,17	22,02	165,40	141,00	147,17	143,20
31/08/2017	30,49	27,30	21,50	22,02	166,70	141,50	148,38	142,96

01/09/2017	32,25	27,35	21,54	22,09	166,25	141,73	147,37	145,14
05/09/2017	31,20	27,95	21,95	22,59	166,00	142,39	147,10	145,77
06/09/2017	31,30	28,09	22,00	22,68	162,25	143,46	146,69	144,82
08/09/2017	32,37	28,13	21,94	22,74	163,95	144,06	141,63	145,84
11/09/2017	32,37	28,39	21,75	22,48	166,50	143,26	146,00	145,39
12/09/2017	32,80	28,36	21,50	22,20	170,05	143,44	144,50	143,98
13/09/2017	32,80	28,45	21,80	22,39	175,70	147,14	143,15	143,92
14/09/2017	32,50	28,83	22,13	22,82	177,00	148,36	142,80	143,96
15/09/2017	32,80	28,86	21,96	22,76	179,80	150,52	142,50	143,67
18/09/2017	32,60	28,98	22,00	22,55	184,35	149,59	143,01	140,67
19/09/2017	32,47	29,09	21,82	22,44	178,00	146,19	143,25	141,60
20/09/2017	32,85	29,98	22,05	22,51	174,30	147,29	145,00	141,60
21/09/2017	33,00	30,41	21,92	22,43	180,35	146,33	145,50	142,46
22/09/2017	32,50	30,64	22,30	22,67	169,50	147,05	146,00	144,59
25/09/2017	32,50	30,51	22,06	22,41	168,50	142,99	148,45	141,85
26/09/2017	32,15	30,17	21,92	22,35	170,00	142,07	149,00	142,13
27/09/2017	32,60	30,05	21,80	22,19	169,45	141,42	149,00	141,11
28/09/2017	32,60	29,94	21,78	22,31	163,00	141,18	150,00	142,28
29/09/2017	32,50	30,04	21,95	22,33	169,45	141,63	150,00	142,76
02/10/2017	31,00	30,39	21,74	22,38	161,00	141,12	144,10	141,50
03/10/2017	31,24	29,71	21,30	22,23	160,20	140,52	149,10	142,20
04/10/2017	30,90	29,59	21,10	22,18	160,50	140,03	143,00	142,35
05/10/2017	30,85	29,66	22,00	22,22	161,30	139,65	148,50	142,05
06/10/2017	31,35	30,39	22,05	22,35	165,60	142,08	148,00	142,30
09/10/2017	32,80	30,83	22,01	22,24	170,50	142,59	148,10	143,25
10/10/2017	31,82	31,17	21,52	22,28	166,70	142,95	149,15	139,80
13/10/2017	31,82	31,27	22,61	22,70	158,25	141,08	149,40	141,50
16/10/2017	32,05	31,71	22,51	22,81	159,50	138,76	141,75	141,00
17/10/2017	31,90	31,81	22,40	22,69	160,40	139,06	142,00	139,50
18/10/2017	31,80	31,75	22,40	22,62	160,00	139,07	141,00	141,05
19/10/2017	31,59	31,44	22,45	22,48	162,00	140,36	148,30	141,60
20/10/2017	31,29	31,73	22,35	22,53	173,50	140,03	148,50	140,10
23/10/2017	31,79	32,04	22,22	22,22	159,80	137,63	149,80	139,65
24/10/2017	31,80	32,02	22,17	22,09	160,25	136,02	142,50	139,25
25/10/2017	31,70	32,16	22,21	22,45	173,45	137,05	149,20	137,90
26/10/2017	32,00	31,47	22,07	22,19	162,05	136,91	149,20	138,90
27/10/2017	31,80	31,76	22,15	22,45	163,00	140,23	149,30	140,40
30/10/2017	31,95	31,99	21,97	22,14	161,00	138,10	144,50	139,60
31/10/2017	32,00	32,23	22,14	22,18	160,00	137,77	150,00	140,35
01/11/2017	32,00	32,89	22,31	22,50	156,40	136,45	150,50	139,60
03/11/2017	32,11	32,87	21,99	22,24	174,45	135,43	150,50	139,60
06/11/2017	32,00	32,11	22,38	22,56	164,60	138,89	146,00	139,50
07/11/2017	32,00	32,70	22,36	22,50	162,20	136,88	150,50	139,25
08/11/2017	31,90	32,70	22,24	22,68	173,90	137,97	148,30	138,95
09/11/2017	31,70	32,52	22,16	22,79	177,40	138,99	149,80	140,80
10/11/2017	31,80	32,68	22,27	22,55	176,65	138,48	146,50	138,80
13/11/2017	31,95	32,32	21,91	22,70	176,65	138,16	151,20	140,15

14/11/2017	31,85	32,26	21,83	22,39	177,55	138,50	152,00	139,55
16/11/2017	31,90	32,24	21,69	22,46	161,75	138,50	151,50	140,65
17/11/2017	31,64	32,05	22,30	22,59	161,70	138,74	150,25	140,80
21/11/2017	31,65	31,38	22,28	22,74	161,10	139,37	146,00	141,70
22/11/2017	31,70	30,98	22,47	22,90	158,75	139,64	151,00	140,80
24/11/2017	32,01	30,86	22,24	22,94	162,65	140,62	151,75	142,90
27/11/2017	31,90	30,56	22,40	22,98	164,05	141,14	151,60	144,45
28/11/2017	31,85	30,32	22,25	22,99	166,15	142,63	153,50	143,90
29/11/2017	32,00	30,50	22,10	22,63	166,00	141,75	154,85	143,75
30/11/2017	32,05	30,59	22,25	22,64	164,80	139,23	152,65	144,25
01/12/2017	32,00	30,93	21,90	22,87	166,00	140,87	153,05	143,25
04/12/2017	32,05	31,21	22,55	23,13	162,70	140,30	154,20	143,55
05/12/2017	32,05	31,31	22,60	23,29	162,50	140,97	153,80	141,85
06/12/2017	31,95	31,75	22,27	23,12	159,00	139,63	153,70	144,00
07/12/2017	32,20	31,64	22,15	22,83	157,30	136,15	153,50	143,90
08/12/2017	32,25	31,58	22,30	22,78	159,35	134,42	153,00	144,90
11/12/2017	32,25	31,66	22,05	22,74	154,80	135,07	153,50	144,40
12/12/2017	32,40	31,84	22,00	22,59	153,65	132,50	153,90	144,40
13/12/2017	32,36	32,34	22,00	22,65	151,00	133,95	153,90	144,45
14/12/2017	32,47	32,04	21,81	22,35	150,05	133,39	153,75	146,30
15/12/2017	32,45	32,36	21,49	22,54	151,45	134,36	153,05	146,55
18/12/2017	32,40	32,56	21,68	22,42	157,70	135,11	153,00	146,70
19/12/2017	32,40	33,08	21,58	22,26	155,50	135,09	153,45	145,30
20/12/2017	32,31	33,29	21,64	22,28	155,80	135,87	153,00	147,35
21/12/2017	32,25	33,32	21,39	22,01	153,00	134,63	153,20	146,95
22/12/2017	32,25	33,26	21,43	22,00	154,05	133,14	153,00	146,85
26/12/2017	32,20	33,53	21,66	22,04	153,00	134,04	147,90	145,80
27/12/2017	32,22	33,71	21,35	22,11	158,40	135,38	148,00	146,85
28/12/2017	32,30	33,77	21,35	22,10	158,95	135,00	153,50	146,00
02/01/2018	32,10	33,77	21,43	22,21	165,65	139,68	153,50	145,90
03/01/2018	32,99	33,67	21,56	22,22	160,95	139,85	153,40	146,90
04/01/2018	32,84	33,61	21,59	22,24	165,00	140,78	153,00	144,80
05/01/2018	31,90	33,31	21,64	22,35	164,55	140,76	147,20	146,60
08/01/2018	31,88	33,12	21,48	22,31	160,90	138,87	147,00	147,15
09/01/2018	32,64	32,64	21,22	22,19	160,30	138,04	153,00	146,50
10/01/2018	31,81	32,71	21,26	22,31	158,65	138,86	152,50	148,70
11/01/2018	31,90	32,42	21,19	22,18	153,35	138,15	151,75	147,95
12/01/2018	30,85	32,82	21,46	22,18	158,60	138,29	152,00	145,60
16/01/2018	31,51	31,85	21,59	22,19	154,90	137,06	151,35	148,05
17/01/2018	32,05	32,19	21,76	22,34	157,50	138,50	151,15	147,20
18/01/2018	32,50	32,28	21,66	22,41	156,10	138,22	150,50	147,00
19/01/2018	32,93	32,33	22,05	22,46	168,35	138,75	151,00	147,65
22/01/2018	32,00	32,62	21,93	22,42	159,00	138,94	151,00	147,75
23/01/2018	31,84	32,57	21,96	22,33	157,00	136,84	149,30	145,65
24/01/2018	31,90	32,19	22,19	22,67	159,20	139,54	150,00	145,00
26/01/2018	31,70	32,57	22,20	22,59	162,55	141,33	149,30	145,20
29/01/2018	31,94	32,58	22,10	22,60	161,00	140,20	151,00	146,35

30/01/2018	32,76	32,66	22,37	22,70	159,00	139,14	150,00	145,65
31/01/2018	31,70	32,77	22,18	22,49	157,55	139,37	151,25	146,00
01/02/2018	31,70	32,84	21,96	22,56	157,55	138,81	150,60	144,40
02/02/2018	31,75	33,20	21,83	22,33	156,20	136,87	150,80	146,00
05/02/2018	32,00	33,10	21,69	22,17	155,55	135,69	150,55	144,40
06/02/2018	31,92	33,42	21,91	22,45	158,20	136,63	150,75	144,90
07/02/2018	31,98	33,41	22,17	22,26	159,70	134,94	151,00	144,05
08/02/2018	33,19	33,35	22,25	22,37	159,45	134,77	151,35	145,10
09/02/2018	32,93	33,34	21,95	22,18	159,00	134,47	151,40	145,10
14/02/2018	32,06	33,53	22,90	23,10	155,65	137,09	144,50	144,00
15/02/2018	32,30	33,87	22,55	23,02	159,10	136,53	151,00	144,00
16/02/2018	33,38	34,02	22,75	23,22	154,00	134,97	151,50	144,25
20/02/2018	33,90	34,64	23,10	23,29	154,00	133,23	152,30	145,05
21/02/2018	34,32	35,20	23,28	23,53	151,25	133,47	151,90	146,50
22/02/2018	34,10	36,11	22,71	23,64	153,90	134,15	144,40	146,60
23/02/2018	33,75	36,76	22,68	23,68	154,25	134,36	151,50	146,40
26/02/2018	35,10	37,05	23,30	23,80	154,80	134,19	151,50	145,90
27/02/2018	35,65	38,44	23,40	23,75	153,55	134,18	151,55	146,00
28/02/2018	35,10	39,20	23,00	24,20	154,50	134,80	151,80	145,15
01/03/2018	35,19	39,74	22,85	24,21	156,30	134,36	151,50	145,00
02/03/2018	35,70	40,06	22,80	24,63	154,90	134,47	144,80	145,40
05/03/2018	35,40	41,39	23,03	24,56	153,55	132,27	150,65	145,85
06/03/2018	35,70	41,02	23,88	24,87	158,80	134,63	150,55	144,55
07/03/2018	35,05	40,98	23,04	24,55	160,80	133,38	151,00	146,10
08/03/2018	35,30	41,32	23,02	24,51	160,25	132,04	150,95	145,30
09/03/2018	35,81	41,42	22,70	24,52	152,50	132,39	150,65	144,60
12/03/2018	36,80	42,28	22,75	24,25	152,00	132,05	150,80	146,65
13/03/2018	38,00	42,92	23,00	24,20	162,50	133,13	149,50	145,65
14/03/2018	37,40	42,93	22,70	24,17	161,40	132,22	149,50	145,00
15/03/2018	36,00	42,28	22,86	24,12	160,80	129,67	150,30	144,70
16/03/2018	35,70	41,45	22,90	24,22	158,00	130,45	150,25	145,25
19/03/2018	35,85	41,50	22,60	23,97	158,75	130,02	149,50	145,75
20/03/2018	36,62	41,62	22,55	23,65	150,20	128,85	149,00	144,60
21/03/2018	35,90	41,72	22,70	23,93	158,80	130,59	147,00	144,40
22/03/2018	36,05	41,60	22,58	23,88	157,75	130,20	146,75	144,35
23/03/2018	35,30	41,02	22,70	23,75	148,25	128,03	146,65	143,30
26/03/2018	35,60	41,27	22,73	24,17	158,05	128,80	147,50	143,90
27/03/2018	35,45	41,06	22,65	24,19	158,65	129,06	148,65	144,00
28/03/2018	35,46	40,75	22,40	24,13	150,05	128,82	148,65	143,00
29/03/2018	35,30	40,35	23,00	24,36	157,60	129,41	148,60	143,50
02/04/2018	35,60	39,87	22,96	24,52	147,75	127,93	149,00	143,45
03/04/2018	35,60	40,07	23,00	24,71	156,00	127,70	149,30	144,05
04/04/2018	35,65	40,83	22,43	24,53	155,35	127,53	150,30	144,30
05/04/2018	35,85	41,16	22,77	25,18	147,80	127,26	150,00	144,30
06/04/2018	36,55	41,36	22,79	25,28	147,65	127,02	150,00	145,30
09/04/2018	37,00	41,41	22,94	25,59	158,60	126,18	150,00	144,45
10/04/2018	36,94	41,02	23,21	25,48	156,30	126,56	148,80	144,40

11/04/2018	36,55	40,82	23,05	25,60	146,40	127,11	149,20	143,10
12/04/2018	36,81	40,47	23,25	25,47	153,75	127,38	149,30	144,20
13/04/2018	36,81	39,92	23,48	25,30	153,25	125,85	148,90	143,15
16/04/2018	36,70	40,13	22,96	25,37	150,40	125,13	148,80	143,20
17/04/2018	36,86	40,04	23,00	25,07	148,75	126,01	149,00	143,50
18/04/2018	36,70	39,78	23,00	25,26	145,55	125,99	148,60	143,80
19/04/2018	36,55	39,37	23,01	25,08	158,80	126,16	147,75	143,35
20/04/2018	36,65	38,82	22,87	25,02	146,65	125,15	144,75	143,25
23/04/2018	37,60	38,40	22,66	24,82	160,00	125,53	147,10	143,20
24/04/2018	38,15	38,84	22,67	24,74	161,20	126,19	147,10	140,45
25/04/2018	39,38	38,91	22,81	25,02	146,95	125,21	147,55	142,10
26/04/2018	39,20	38,81	22,81	25,06	153,50	125,70	147,65	140,65
27/04/2018	39,40	38,98	23,09	25,16	156,35	126,84	147,80	141,65
30/04/2018	40,25	39,40	23,13	24,76	160,75	125,69	148,40	140,50
02/05/2018	41,70	39,81	23,03	24,61	161,80	126,63	148,00	144,10
03/05/2018	42,00	40,03	23,04	24,56	151,60	128,74	148,30	141,50
04/05/2018	41,00	40,43	22,86	24,52	152,25	128,09	148,00	145,10
07/05/2018	41,05	41,51	22,41	24,19	149,45	125,30	149,00	141,40
08/05/2018	42,00	41,59	22,61	24,02	152,90	125,24	148,85	140,55
09/05/2018	39,70	42,13	22,56	23,89	147,00	123,61	148,20	139,75
10/05/2018	41,59	42,00	22,74	24,13	152,05	125,30	148,00	139,70
11/05/2018	39,31	42,43	22,36	23,70	147,05	124,47	148,60	138,50
14/05/2018	41,00	42,14	22,65	23,68	145,40	122,21	148,15	138,65
15/05/2018	39,98	42,25	22,45	23,48	145,55	121,58	148,60	138,50
16/05/2018	41,35	42,48	22,28	23,17	144,70	121,07	148,65	139,30
17/05/2018	40,00	42,57	22,14	22,95	160,35	122,04	149,50	139,30
18/05/2018	42,60	42,61	22,25	22,93	145,85	121,77	147,65	140,05
21/05/2018	42,38	43,35	22,76	23,27	161,10	124,22	151,80	138,95
22/05/2018	40,00	43,63	22,48	23,73	158,75	125,13	151,55	139,80
23/05/2018	41,84	44,15	23,15	23,83	152,30	124,62	151,50	139,15
24/05/2018	42,10	44,43	23,11	23,68	159,25	124,61	151,00	140,30
25/05/2018	43,70	44,23	23,27	23,54	161,20	124,20	150,60	142,35
29/05/2018	39,30	45,01	22,98	23,25	161,55	122,04	150,80	141,10
30/05/2018	41,90	45,49	22,82	23,15	163,00	122,09	145,85	142,00
01/06/2018	42,00	45,89	22,81	23,08	164,25	122,08	149,60	140,30
04/06/2018	42,55	44,75	22,50	23,18	163,50	122,48	149,70	138,95
05/06/2018	41,75	43,78	22,59	22,92	152,80	120,48	146,90	138,45
06/06/2018	38,40	43,68	22,16	22,92	161,40	120,61	150,80	137,35
07/06/2018	39,00	43,58	22,00	22,37	156,55	118,86	151,50	137,75
08/06/2018	41,95	43,27	21,87	23,37	157,50	122,59	150,65	138,00
11/06/2018	38,35	42,87	21,36	22,49	143,80	121,29	150,40	138,70
12/06/2018	37,75	41,72	21,51	22,20	144,00	122,49	150,65	137,50
13/06/2018	37,42	40,70	21,17	22,23	143,60	121,02	150,60	137,80
14/06/2018	36,67	40,24	20,97	21,80	142,00	118,76	149,50	138,40
15/06/2018	36,90	40,04	20,67	22,44	141,40	120,71	149,95	136,80
18/06/2018	37,00	40,00	20,56	22,23	140,35	119,79	149,95	138,70
19/06/2018	36,40	39,62	20,67	22,05	144,00	119,27	150,40	137,85

20/06/2018	36,50	38,76	20,30	22,11	140,45	118,10	150,30	138,20
21/06/2018	36,99	38,66	19,85	22,30	146,05	118,89	149,95	138,80
22/06/2018	37,26	37,89	20,21	22,43	140,50	117,94	150,00	139,95
25/06/2018	37,00	37,76	19,98	22,16	141,00	118,87	150,30	139,05
26/06/2018	37,15	37,35	19,95	22,12	157,35	118,71	150,00	137,80
27/06/2018	40,20	37,17	19,70	22,20	140,85	117,22	150,30	139,25
28/06/2018	37,93	36,94	19,64	22,11	139,25	116,55	150,55	140,05
29/06/2018	40,45	36,97	19,50	22,33	138,00	116,42	150,50	139,40
02/07/2018	40,35	36,78	18,95	22,26	134,50	114,01	150,45	139,60
03/07/2018	40,45	36,21	19,10	22,46	134,30	114,45	150,45	139,20
05/07/2018	40,38	36,43	19,25	22,40	145,95	112,33	150,25	140,65
06/07/2018	40,80	36,22	19,50	22,57	148,00	113,43	149,65	139,00
10/07/2018	40,50	36,87	19,40	23,07	153,40	117,04	148,00	140,30
11/07/2018	40,50	36,63	19,43	22,75	150,85	114,65	146,65	141,10
12/07/2018	40,90	37,02	18,73	22,83	134,00	114,16	147,85	140,55
13/07/2018	41,00	36,70	18,65	22,90	145,00	114,71	145,65	141,70
16/07/2018	41,00	37,22	18,68	23,03	132,60	115,05	145,50	141,80
17/07/2018	41,40	37,10	18,89	23,22	143,00	114,84	145,65	140,70
18/07/2018	41,70	37,28	18,93	23,41	129,60	112,67	148,15	142,50
19/07/2018	41,10	37,36	19,00	23,10	130,00	112,47	148,40	141,95
20/07/2018	42,00	37,72	18,79	23,51	148,15	114,99	148,00	144,60
23/07/2018	42,05	37,71	19,10	23,30	138,40	115,62	148,70	144,15
24/07/2018	42,21	37,64	19,20	23,49	137,75	116,05	147,20	142,85
25/07/2018	42,30	37,92	19,30	23,69	150,30	117,05	149,50	143,70
26/07/2018	42,30	38,06	19,29	23,55	130,65	115,13	149,80	143,60
27/07/2018	42,65	38,53	19,54	23,72	134,65	116,56	150,10	143,55
30/07/2018	43,00	38,76	19,63	23,56	151,70	116,02	150,50	143,50
31/07/2018	43,10	39,34	20,70	23,85	130,50	114,55	149,70	141,70
02/08/2018	42,90	39,75	19,85	23,53	128,10	112,29	149,00	144,45
03/08/2018	42,78	39,78	19,89	23,56	128,80	113,37	149,90	144,05
06/08/2018	43,00	40,04	19,67	23,39	129,70	113,04	149,00	144,10
07/08/2018	43,40	41,36	19,96	23,31	129,50	112,34	150,00	143,70
08/08/2018	43,00	41,88	20,04	23,54	128,70	111,56	150,00	144,95
09/08/2018	43,00	41,93	19,99	23,32	127,90	111,54	149,60	144,85
10/08/2018	42,75	42,14	19,00	23,11	127,40	110,51	149,55	145,45
13/08/2018	42,59	41,71	19,08	22,80	128,00	109,62	149,00	144,85
14/08/2018	42,45	41,28	19,33	23,12	126,20	110,23	149,25	144,30
15/08/2018	42,80	41,39	19,17	23,15	124,00	108,79	149,10	142,65
16/08/2018	40,50	41,59	19,75	23,54	122,50	106,75	148,70	144,80
17/08/2018	41,15	41,30	19,70	23,17	123,00	105,95	148,85	144,95
20/08/2018	40,85	41,27	19,95	22,83	118,10	103,67	149,00	144,40
21/08/2018	40,80	41,12	19,55	22,30	118,10	101,42	149,50	142,55
22/08/2018	41,20	41,53	19,19	22,66	116,35	100,58	149,65	144,75
23/08/2018	41,15	41,69	18,85	22,13	117,00	100,99	150,20	143,45
27/08/2018	40,80	41,49	19,20	22,10	121,65	104,47	151,10	146,25
28/08/2018	40,50	41,08	19,35	21,83	119,00	102,37	151,50	146,10
29/08/2018	40,50	41,19	18,75	22,13	118,50	103,37	151,50	146,00

30/08/2018	40,90	41,19	19,40	22,14	118,30	102,43	151,05	146,20
31/08/2018	40,70	41,10	19,40	22,77	117,50	103,84	152,20	146,80
04/09/2018	41,00	40,84	19,00	22,48	121,00	101,48	152,70	147,60
05/09/2018	40,65	40,85	18,82	22,71	119,30	103,26	152,00	146,65
06/09/2018	40,68	40,64	18,79	22,91	118,50	103,16	152,05	148,20
10/09/2018	40,30	41,06	19,00	22,98	117,20	103,04	152,25	147,65
11/09/2018	40,31	40,78	19,50	22,95	115,60	101,45	152,00	148,90
12/09/2018	39,90	40,51	18,84	23,09	118,45	101,89	152,50	149,00
13/09/2018	40,00	40,57	18,77	23,10	116,40	100,59	153,00	149,80
14/09/2018	39,61	40,75	18,34	23,28	115,25	100,49	153,00	149,50
17/09/2018	39,50	40,87	18,54	23,36	112,40	100,51	152,85	149,80
18/09/2018	39,20	40,42	18,26	23,14	110,30	99,74	152,50	150,60
19/09/2018	39,60	40,30	18,53	23,28	111,65	98,50	151,50	151,00
20/09/2018	39,60	39,91	19,10	23,60	114,80	100,91	151,75	149,90
21/09/2018	38,43	39,60	18,91	23,69	118,60	101,42	151,80	151,00
24/09/2018	38,70	39,83	18,87	23,57	117,00	99,58	152,30	150,10
25/09/2018	38,73	39,54	18,64	23,85	115,25	100,12	152,20	151,00
26/09/2018	38,50	39,53	18,74	24,10	113,25	100,36	150,25	151,40
27/09/2018	38,30	39,52	19,18	24,05	117,45	101,46	150,10	152,10
28/09/2018	38,50	39,40	19,70	23,65	118,30	101,83	151,00	151,80
01/10/2018	38,59	39,32	19,32	23,98	121,85	103,91	150,40	152,00
02/10/2018	38,35	39,05	19,20	24,34	128,25	108,14	150,05	150,65
03/10/2018	38,50	38,55	19,00	24,09	127,80	108,74	150,80	149,00
04/10/2018	38,60	38,35	19,11	24,34	128,30	109,28	150,00	150,60
05/10/2018	38,30	38,78	19,15	24,34	131,00	111,47	149,50	149,25
08/10/2018	38,05	38,12	19,46	24,35	134,00	114,81	149,50	150,05
09/10/2018	37,70	37,56	19,30	24,48	136,50	116,88	149,20	150,60
10/10/2018	37,40	36,97	19,14	24,12	134,00	115,23	149,20	148,05
11/10/2018	37,20	37,11	19,70	24,13	135,50	114,35	148,00	146,80
15/10/2018	37,15	36,87	19,85	24,31	144,00	120,36	148,35	149,25
16/10/2018	36,90	36,56	19,82	24,44	142,45	119,30	147,50	150,40
17/10/2018	36,50	35,98	19,88	24,81	148,05	123,43	148,10	148,55
18/10/2018	35,88	35,64	19,33	24,28	147,95	122,85	147,40	149,30
19/10/2018	35,30	35,21	19,27	24,15	147,30	123,51	147,40	146,70
22/10/2018	35,18	35,10	19,25	24,23	142,00	121,24	148,25	147,95
23/10/2018	35,10	34,88	19,28	23,96	146,25	123,53	148,40	146,05
24/10/2018	35,15	34,78	19,05	23,83	146,25	122,25	148,40	147,30
25/10/2018	34,85	34,95	18,87	23,80	146,95	123,22	147,80	147,95
26/10/2018	34,40	34,55	19,57	24,02	146,20	124,25	148,45	147,50
29/10/2018	34,20	34,48	18,78	23,06	138,80	118,81	148,75	147,55
30/10/2018	33,55	34,55	19,00	23,35	137,15	119,69	149,80	147,65
31/10/2018	34,90	34,17	18,95	23,12	136,55	118,74	149,95	145,15
01/11/2018	35,10	34,26	19,41	23,26	142,00	120,99	149,30	145,10
05/11/2018	35,15	34,78	19,83	23,12	142,10	120,32	149,30	146,10
06/11/2018	35,90	34,93	18,57	22,86	139,20	118,69	150,25	144,95
07/11/2018	35,60	35,72	19,95	23,05	139,70	119,44	149,25	146,15
08/11/2018	36,15	35,69	19,41	22,81	140,25	120,52	149,50	144,70

09/11/2018	36,50	35,98	19,59	22,83	138,50	119,20	149,35	145,45
12/11/2018	36,50	36,35	20,05	22,64	138,40	116,22	150,00	144,90
13/11/2018	36,40	36,59	19,38	22,29	133,50	114,04	149,75	145,05
14/11/2018	36,10	36,83	19,80	22,42	132,95	117,28	150,20	144,60
16/11/2018	36,00	36,81	19,90	22,65	136,60	118,09	150,00	146,70
19/11/2018	35,84	36,92	19,56	22,13	137,75	115,97	150,00	147,10
21/11/2018	36,30	37,34	19,83	22,07	136,10	116,34	150,35	145,30
23/11/2018	35,49	37,30	19,47	21,81	132,85	114,08	150,00	147,95
26/11/2018	35,71	37,70	19,24	21,02	132,20	111,72	151,00	147,75
27/11/2018	35,24	37,33	19,54	21,14	130,30	114,82	150,55	148,55
28/11/2018	35,25	37,61	19,94	21,49	133,50	115,52	150,60	146,30
29/11/2018	35,32	37,01	19,90	21,48	133,60	114,83	152,05	147,50
30/11/2018	35,17	37,81	19,67	21,46	133,10	112,12	151,60	148,30
03/12/2018	35,17	37,54	20,45	21,66	127,00	112,92	150,50	147,55
04/12/2018	34,70	36,63	20,27	21,40	127,45	111,41	152,00	147,40
05/12/2018	35,03	37,46	20,43	20,85	126,50	110,64	152,30	148,80
06/12/2018	34,30	37,80	20,50	20,60	126,25	110,42	152,00	149,25
07/12/2018	35,03	37,49	20,53	21,15	126,50	110,16	152,35	149,65
10/12/2018	34,30	37,48	20,07	20,75	124,55	109,00	152,35	149,65
11/12/2018	34,45	36,64	20,69	20,79	133,95	107,21	157,00	150,25
12/12/2018	34,30	37,14	20,94	21,09	130,90	108,98	154,60	150,00
13/12/2018	34,30	37,29	20,32	20,89	135,30	108,33	151,30	149,20
14/12/2018	35,74	37,66	20,18	20,68	135,75	107,23	156,50	150,55
17/12/2018	34,65	38,06	20,26	20,80	130,75	106,43	156,50	149,90
19/12/2018	34,70	37,99	20,15	21,04	129,30	106,45	157,30	151,10
20/12/2018	34,80	38,86	20,41	20,80	133,05	107,12	157,30	153,50
21/12/2018	34,75	38,61	19,83	20,67	131,30	106,17	157,00	152,15
26/12/2018	35,04	38,82	19,52	20,57	133,15	106,45	157,25	151,00
27/12/2018	34,95	39,08	19,75	20,61	130,10	106,24	156,80	151,30
28/12/2018	34,60	38,93	20,08	20,69	129,00	107,21	151,50	153,40
02/01/2019	34,35	39,26	20,23	20,80	127,75	106,89	152,35	149,00
03/01/2019	34,45	39,41	20,27	20,90	133,40	108,27	157,00	150,60
04/01/2019	35,20	39,32	20,58	21,01	133,10	109,74	156,50	154,70
07/01/2019	34,59	39,17	20,36	20,75	133,80	108,78	157,20	152,70
08/01/2019	35,25	38,83	20,58	20,91	136,65	110,99	156,75	151,15
09/01/2019	34,51	38,83	20,69	20,82	137,50	111,80	156,50	153,10
10/01/2019	35,20	38,90	20,34	20,43	136,95	110,22	157,00	149,05
11/01/2019	34,68	38,78	20,43	20,46	136,65	109,98	157,00	151,10
14/01/2019	35,87	38,70	20,26	20,47	135,30	110,30	157,00	151,85
15/01/2019	35,50	38,26	20,00	20,09	132,50	107,98	156,85	152,45
16/01/2019	34,65	38,23	20,01	19,99	135,20	108,36	157,20	151,45
17/01/2019	35,59	37,85	20,30	20,00	134,60	108,93	156,95	153,30
18/01/2019	35,90	38,31	20,43	20,15	136,95	110,57	157,00	154,05
22/01/2019	36,45	38,75	20,50	20,29	136,00	108,67	156,90	151,50
23/01/2019	36,30	38,57	20,49	20,72	135,20	109,89	156,50	153,60
24/01/2019	36,35	38,86	20,52	20,72	135,15	110,93	157,00	154,70
28/01/2019	35,50	39,64	20,60	20,52	133,75	109,92	156,80	151,60

29/01/2019	36,60	39,65	20,57	20,80	135,00	110,30	156,50	152,00
30/01/2019	36,70	39,54	20,58	20,82	130,75	110,54	156,70	152,35
31/01/2019	36,51	39,33	20,50	21,11	138,55	113,70	156,00	153,30
01/02/2019	36,70	39,61	21,15	21,12	137,15	113,56	156,10	150,20
04/02/2019	36,50	39,67	20,64	20,98	138,80	113,83	156,20	149,35
05/02/2019	36,20	39,55	21,03	21,08	138,35	114,25	156,90	148,50
06/02/2019	35,27	39,93	21,09	20,86	137,50	113,61	156,70	152,30
07/02/2019	35,40	39,56	20,43	20,80	136,70	112,92	156,85	149,10
08/02/2019	35,50	39,99	20,50	20,62	134,50	112,00	157,00	149,60
11/02/2019	36,80	40,18	20,25	20,55	132,50	108,97	150,80	148,50
12/02/2019	37,10	40,75	20,55	20,88	132,50	110,33	156,70	151,60
13/02/2019	37,60	40,84	20,48	20,79	131,00	108,88	152,30	151,50
14/02/2019	37,15	40,82	20,25	21,01	129,20	108,24	157,30	149,65
15/02/2019	37,25	41,10	20,33	21,01	129,50	109,41	156,50	150,20
19/02/2019	37,30	41,64	20,06	20,86	130,05	108,75	157,00	149,65
21/02/2019	35,81	41,53	20,32	21,17	127,85	107,07	150,10	151,30
22/02/2019	37,01	41,65	20,41	21,15	127,85	108,07	156,00	149,70
25/02/2019	37,29	42,33	20,41	20,95	127,20	107,36	156,20	151,90
26/02/2019	35,99	42,06	20,18	20,86	126,35	105,74	155,80	150,95
27/02/2019	37,07	41,85	20,23	20,88	125,40	106,57	156,30	152,75
28/02/2019	36,85	42,33	20,08	20,63	125,15	105,78	156,60	150,20
01/03/2019	35,65	41,60	20,01	20,68	128,50	105,57	156,70	150,05
06/03/2019	35,80	41,84	19,87	20,36	125,80	104,31	150,85	150,30
07/03/2019	35,80	42,11	19,95	20,26	125,25	102,97	157,00	151,35
08/03/2019	36,76	42,13	20,52	20,33	125,00	104,21	157,10	151,55
11/03/2019	36,15	42,02	19,95	20,30	121,30	104,64	156,80	151,00
12/03/2019	36,70	41,15	20,37	20,23	122,10	103,80	157,30	151,90
13/03/2019	37,00	40,34	19,89	20,44	121,05	104,60	157,40	152,00
14/03/2019	34,85	40,04	19,80	20,31	124,35	103,78	157,40	152,20
15/03/2019	36,60	39,61	20,29	20,62	124,55	104,49	157,70	152,00
18/03/2019	37,11	39,56	19,93	20,73	123,50	104,31	158,00	154,30
19/03/2019	36,95	38,78	20,25	20,56	120,30	103,93	157,55	152,40
20/03/2019	36,80	38,15	20,27	20,64	121,00	103,46	157,85	152,80
21/03/2019	37,21	38,10	20,06	20,69	121,60	102,50	157,15	152,60
22/03/2019	36,50	38,41	20,01	20,23	120,70	99,73	158,00	151,20
25/03/2019	37,99	38,84	20,30	20,45	134,35	101,29	158,15	155,30
26/03/2019	36,50	38,50	20,17	20,26	122,15	101,59	157,90	156,15
27/03/2019	38,00	38,42	19,88	19,87	120,00	99,77	157,90	154,75
28/03/2019	36,85	38,61	19,93	20,21	119,95	100,76	157,55	156,40
29/03/2019	36,25	38,43	19,81	19,85	120,95	100,40	157,45	157,05
01/04/2019	37,50	37,79	19,94	19,86	117,70	99,95	158,20	157,45
02/04/2019	36,40	38,25	20,05	20,13	129,75	99,74	158,40	156,85
03/04/2019	37,20	38,60	20,43	19,96	132,50	101,41	158,00	156,40
05/04/2019	36,49	38,08	20,42	20,03	119,00	100,58	158,50	159,10
08/04/2019	38,00	37,39	20,08	20,10	118,00	100,18	159,00	157,70
09/04/2019	37,70	37,10	19,80	19,97	130,85	101,06	158,80	158,50
10/04/2019	37,65	37,01	20,89	20,07	120,35	101,97	158,60	158,80

11/04/2019	37,50	37,18	20,77	19,76	115,95	97,70	159,10	158,80
12/04/2019	37,10	36,69	20,71	19,68	128,40	97,02	159,00	158,10
15/04/2019	37,00	36,71	20,09	19,96	130,20	98,34	159,20	158,00
16/04/2019	36,80	36,75	20,30	19,72	129,00	97,79	159,00	156,90
17/04/2019	37,20	36,19	19,70	19,58	125,25	95,49	159,40	154,00
18/04/2019	37,00	35,84	19,69	19,51	128,95	97,23	160,00	159,20
22/04/2019	35,70	35,92	19,70	19,46	127,70	97,57	160,50	158,35
23/04/2019	35,34	35,68	19,62	19,47	129,60	97,99	160,00	155,90
24/04/2019	35,65	34,93	19,76	19,00	127,25	96,44	160,40	157,95
25/04/2019	34,20	34,72	19,39	19,08	128,30	97,20	159,50	157,15
26/04/2019	35,45	34,29	19,96	19,36	129,65	97,43	159,00	156,10
29/04/2019	33,55	33,80	19,00	18,95	127,80	96,92	158,80	154,25
30/04/2019	35,50	33,63	19,40	18,97	128,20	98,67	158,50	154,95
02/05/2019	33,31	33,78	18,69	18,67	126,60	96,50	159,20	153,00
03/05/2019	35,00	33,21	18,76	18,65	126,20	97,17	159,00	154,65
06/05/2019	34,90	32,88	18,30	18,78	112,30	96,29	158,85	152,00
07/05/2019	35,00	32,82	19,07	18,88	122,75	94,90	157,85	152,25
08/05/2019	34,70	32,90	18,41	18,89	123,80	95,85	158,50	152,30
09/05/2019	36,00	33,02	18,83	18,72	125,70	96,43	159,75	153,50
10/05/2019	33,39	32,93	18,40	18,92	126,10	97,04	159,30	151,25
13/05/2019	36,00	33,17	18,12	18,87	125,30	95,57	160,60	150,45
14/05/2019	36,00	33,31	18,80	19,40	125,85	96,46	160,50	154,60
15/05/2019	37,20	33,64	18,68	19,61	123,75	96,21	162,00	154,90
16/05/2019	37,60	34,25	19,19	19,55	126,50	95,38	164,00	150,75
17/05/2019	39,50	34,69	18,30	19,36	124,00	93,72	164,05	153,40
20/05/2019	40,00	35,27	19,05	19,64	125,40	93,38	163,90	154,30
21/05/2019	38,00	35,61	18,33	20,15	128,65	96,09	163,00	153,30
22/05/2019	38,50	35,69	18,46	19,77	128,75	96,11	162,50	151,05
23/05/2019	38,00	35,66	18,39	19,90	127,45	96,82	162,45	153,75
24/05/2019	39,40	35,71	18,45	20,21	128,90	97,70	164,00	150,80
28/05/2019	40,60	37,33	19,18	20,55	131,00	99,82	160,05	151,45
29/05/2019	41,50	37,80	20,00	20,80	135,75	103,10	159,60	154,35
30/05/2019	41,00	38,37	20,00	20,98	137,70	104,20	158,10	153,25
31/05/2019	40,90	38,56	20,26	21,03	141,00	106,42	157,60	153,15
03/06/2019	41,15	37,77	20,04	21,01	141,50	108,46	155,70	154,45
04/06/2019	40,00	38,10	19,65	20,99	132,20	110,83	156,00	149,95
05/06/2019	39,90	37,79	19,99	20,87	137,90	103,48	158,50	145,50
06/06/2019	40,50	37,38	19,32	21,09	141,75	106,69	159,00	145,05
07/06/2019	39,90	37,19	19,63	21,06	139,90	106,31	161,25	144,85
10/06/2019	39,50	36,71	19,08	20,96	123,75	105,31	161,20	146,10
11/06/2019	41,00	36,19	19,50	21,10	135,30	105,34	160,90	145,95
12/06/2019	41,40	37,09	19,49	21,12	125,65	105,71	163,00	146,00
13/06/2019	42,00	37,29	19,70	21,21	124,40	104,63	164,00	147,40
14/06/2019	42,15	38,30	20,37	21,25	133,25	103,62	164,00	149,20
17/06/2019	42,00	38,58	20,25	21,38	121,90	102,96	164,50	150,35
18/06/2019	42,00	39,08	20,79	21,55	119,80	102,77	165,10	151,05
19/06/2019	41,60	38,71	20,67	21,48	122,10	103,15	164,50	151,50

21/06/2019	41,60	38,58	20,45	21,34	124,80	105,27	163,80	151,90
24/06/2019	41,61	38,55	20,60	21,31	129,00	107,39	164,50	151,15
25/06/2019	41,80	38,87	20,28	21,33	143,45	110,11	165,00	153,50
26/06/2019	41,70	38,90	19,85	21,34	144,10	110,08	163,80	153,95
27/06/2019	41,35	38,76	20,07	21,30	144,50	111,90	164,40	154,40
28/06/2019	40,05	38,85	20,19	21,33	144,30	113,24	165,00	156,85
01/07/2019	39,90	38,28	20,07	20,97	147,75	114,66	163,00	154,15
02/07/2019	40,05	37,95	20,03	20,91	145,60	113,70	164,40	152,40
03/07/2019	40,80	37,75	19,95	21,05	150,50	118,53	163,50	153,85
05/07/2019	40,79	37,29	19,79	20,84	147,25	116,22	163,50	153,55
08/07/2019	40,95	37,43	19,52	20,68	142,75	113,82	162,20	153,30
10/07/2019	40,10	37,41	19,95	20,98	142,95	112,70	161,60	152,30
11/07/2019	40,60	36,94	20,17	21,09	133,80	112,58	162,35	151,90
12/07/2019	40,90	37,21	20,33	21,23	133,30	112,69	161,60	152,05
15/07/2019	41,05	37,20	20,29	21,04	138,90	114,52	162,00	154,50
16/07/2019	40,92	37,59	19,95	20,92	144,15	110,54	163,50	153,40
17/07/2019	41,39	37,32	19,87	20,85	141,00	112,41	163,40	152,90
19/07/2019	41,00	36,88	20,50	21,06	135,00	113,36	163,65	153,85
22/07/2019	40,50	36,74	19,98	20,82	131,90	111,29	163,00	153,05
23/07/2019	36,50	36,47	20,00	20,67	138,70	108,36	163,50	153,90
24/07/2019	36,50	36,63	20,00	20,79	136,55	108,45	163,00	151,65
25/07/2019	40,60	36,38	19,60	20,69	135,90	108,11	162,50	153,70
26/07/2019	40,35	36,36	19,60	20,74	135,40	107,70	162,05	154,40
29/07/2019	40,40	36,51	19,96	20,85	134,05	108,30	163,50	152,70
30/07/2019	37,30	36,32	19,80	20,54	135,90	106,82	162,00	153,85
31/07/2019	36,00	36,09	19,46	20,35	134,00	105,99	162,10	152,80
01/08/2019	39,75	35,95	19,09	20,47	132,10	104,29	161,50	152,15
02/08/2019	40,16	35,85	19,18	20,64	132,00	104,85	161,30	153,55
05/08/2019	40,50	35,85	19,15	20,62	129,55	101,69	160,85	152,65
06/08/2019	36,60	36,19	19,10	20,87	132,00	102,29	162,50	154,05
07/08/2019	36,21	36,27	19,14	20,90	128,50	102,38	165,30	153,30
08/08/2019	36,00	36,54	19,46	21,17	131,80	104,54	163,20	152,90
09/08/2019	41,10	36,61	19,70	21,22	131,40	103,61	163,30	152,55
12/08/2019	36,65	36,56	19,39	21,15	127,50	101,16	162,00	153,60
13/08/2019	35,32	36,50	19,60	21,34	130,00	102,21	162,50	154,20
14/08/2019	36,75	35,95	19,40	21,09	128,75	101,18	160,70	152,45
15/08/2019	36,50	36,22	19,21	21,39	122,00	102,46	160,65	153,20
16/08/2019	36,50	36,14	19,34	21,40	126,35	101,24	162,50	154,20
19/08/2019	36,30	36,28	19,10	21,04	124,90	98,71	161,50	153,60
20/08/2019	39,20	36,40	19,12	21,32	123,25	100,48	162,00	154,50
21/08/2019	36,50	36,51	19,27	21,36	126,50	100,96	163,00	154,70
22/08/2019	38,90	36,54	19,16	21,20	124,20	99,62	163,35	155,05
23/08/2019	36,50	36,60	18,84	21,24	124,70	99,56	165,30	156,10
26/08/2019	37,00	36,77	19,15	21,33	127,80	100,73	163,00	156,00
27/08/2019	37,00	36,62	18,97	21,34	124,75	101,04	163,00	156,90
28/08/2019	39,65	36,83	19,10	21,29	123,80	101,57	163,25	157,70
29/08/2019	40,00	37,18	19,17	21,30	121,95	99,84	163,00	156,55

30/08/2019	40,00	36,72	19,25	21,43	123,60	100,99	162,90	157,05
02/09/2019	39,85	37,23	19,95	21,12	122,75	99,85	162,85	155,70
03/09/2019	39,85	36,95	19,08	21,07	124,30	100,63	163,40	157,05
04/09/2019	38,75	36,63	19,31	21,35	119,50	102,01	163,60	156,65
05/09/2019	39,30	36,65	19,02	21,11	124,00	101,31	163,45	156,70
06/09/2019	39,00	36,84	19,26	21,13	126,00	102,29	163,60	155,55
09/09/2019	39,40	36,73	18,92	20,84	128,50	102,42	165,00	155,80
10/09/2019	37,20	37,11	19,22	20,99	132,00	105,22	165,00	158,10
11/09/2019	37,50	37,27	19,06	21,01	134,25	107,72	165,10	157,90
12/09/2019	37,50	37,45	19,84	21,22	132,00	108,37	165,20	158,85
13/09/2019	40,65	37,58	19,79	20,87	127,25	107,07	166,00	157,30
16/09/2019	38,16	37,61	20,07	20,96	136,00	107,71	167,50	158,20
17/09/2019	38,20	37,70	20,26	21,08	128,20	105,87	167,00	160,40
18/09/2019	37,85	37,72	19,59	20,77	128,90	105,22	171,00	157,90
19/09/2019	38,00	37,89	19,68	20,57	129,75	103,43	168,00	158,45
20/09/2019	38,00	37,88	19,90	20,92	122,20	104,26	166,20	156,60
23/09/2019	38,30	38,07	19,67	21,00	126,85	103,73	175,00	160,60
24/09/2019	38,30	38,01	19,70	20,92	117,50	103,73	174,00	160,55
25/09/2019	38,15	38,79	19,92	20,95	127,50	105,47	174,00	158,60
26/09/2019	38,20	38,85	19,63	20,88	127,80	105,17	170,00	160,70
27/09/2019	38,40	38,88	19,48	20,85	131,50	106,00	174,00	160,70
30/09/2019	38,60	38,70	19,94	20,90	131,90	105,64	167,00	162,20
01/10/2019	38,80	39,08	20,39	21,17	130,80	105,51	176,00	161,60
02/10/2019	38,90	39,58	20,45	21,19	128,90	105,75	179,00	159,85
03/10/2019	38,70	39,73	20,10	21,37	129,50	107,05	178,00	160,30
04/10/2019	38,45	39,97	20,21	21,27	131,00	105,08	172,00	159,55
07/10/2019	38,55	39,84	20,50	21,10	128,30	102,49	177,00	159,70
08/10/2019	38,70	39,82	20,57	21,27	124,65	101,65	177,60	160,55
09/10/2019	38,65	40,53	20,41	21,39	122,20	101,50	177,80	160,35
10/10/2019	38,61	40,33	20,83	21,35	122,75	99,93	177,40	162,70
11/10/2019	38,95	40,41	20,93	21,55	120,00	101,28	178,00	159,95
14/10/2019	39,20	40,58	21,10	21,56	121,60	100,53	179,00	163,65
15/10/2019	39,20	41,44	21,07	21,56	120,50	99,79	179,75	161,65
16/10/2019	39,65	41,83	20,87	21,63	120,70	99,40	180,50	161,40
17/10/2019	39,70	42,15	20,82	21,65	120,50	99,53	181,80	163,15
18/10/2019	39,20	43,04	20,96	21,67	123,70	102,06	179,70	164,60
21/10/2019	39,25	43,47	21,15	21,72	121,25	100,61	180,20	163,90
22/10/2019	38,77	43,52	20,93	21,95	125,05	103,65	181,00	166,25
23/10/2019	38,80	43,58	20,94	22,12	126,80	104,29	182,00	166,45
24/10/2019	38,61	43,01	20,92	22,03	125,15	103,52	182,10	163,20
25/10/2019	38,75	42,81	20,60	22,13	128,90	105,85	182,00	166,50
28/10/2019	38,69	42,74	20,64	21,95	130,50	105,95	182,50	164,60
29/10/2019	38,62	42,55	20,58	21,75	128,50	105,47	183,50	166,90
30/10/2019	38,50	42,71	20,55	21,93	126,75	106,31	185,90	167,40
31/10/2019	38,50	41,97	20,55	21,78	131,30	107,80	187,50	170,70
01/11/2019	37,90	41,55	20,69	21,85	132,70	109,62	190,00	169,55
04/11/2019	38,50	41,71	20,67	21,84	131,05	108,91	194,20	167,25

05/11/2019	38,55	41,58	20,59	21,98	134,50	111,72	196,00	175,70
06/11/2019	38,80	42,17	20,45	21,86	138,95	111,96	199,50	177,45
07/11/2019	38,90	42,48	20,82	21,76	140,00	113,22	199,00	178,50
08/11/2019	39,35	42,94	20,52	21,61	140,00	114,12	200,50	181,90
11/11/2019	39,70	43,57	20,23	21,69	137,70	112,31	202,00	183,30
12/11/2019	40,10	43,71	20,23	21,55	136,90	111,41	205,50	184,25
13/11/2019	40,00	44,27	20,19	21,60	137,90	113,00	213,70	190,95
14/11/2019	39,80	44,09	20,44	21,54	138,50	112,46	211,00	199,25
18/11/2019	40,15	43,75	20,37	21,53	133,80	111,16	219,40	202,20
19/11/2019	41,00	44,05	20,40	21,62	132,50	110,17	222,00	204,05
21/11/2019	45,90	45,68	19,87	21,76	141,00	116,90	216,00	227,40
22/11/2019	45,80	46,42	20,12	21,64	142,90	116,80	217,90	228,80
25/11/2019	46,36	47,54	20,02	21,42	146,25	119,78	215,00	229,10
26/11/2019	47,00	47,37	19,87	21,43	144,55	117,72	217,25	228,85
27/11/2019	46,65	47,94	19,77	21,32	145,50	119,22	214,50	231,00
29/11/2019	46,65	47,88	19,73	21,27	143,75	120,43	205,50	231,35
02/12/2019	46,50	47,71	19,51	21,24	149,45	123,86	204,50	227,80
03/12/2019	46,55	48,37	19,52	20,95	152,25	125,09	199,85	219,45
04/12/2019	46,25	48,45	19,67	20,99	150,45	124,64	194,00	216,50
05/12/2019	45,50	48,10	19,83	21,43	153,50	126,98	197,50	209,00
06/12/2019	45,45	48,13	19,96	21,62	152,85	129,54	206,00	211,60
09/12/2019	45,25	48,15	20,18	21,56	157,85	131,87	200,30	208,90
10/12/2019	45,30	47,97	20,12	21,48	163,40	134,62	201,00	208,95
11/12/2019	45,00	48,15	20,16	21,51	166,60	136,00	195,00	207,40
12/12/2019	45,80	47,99	20,15	21,63	170,65	139,23	200,55	208,20
13/12/2019	45,11	48,37	20,35	21,42	168,15	133,93	199,75	216,65
16/12/2019	45,60	47,94	20,81	21,37	171,55	140,76	202,00	220,85
17/12/2019	45,50	47,74	20,76	21,49	164,50	136,60	204,00	216,45
18/12/2019	45,10	48,14	21,07	21,56	164,30	136,31	203,50	223,75
19/12/2019	45,28	48,05	20,98	21,48	157,55	133,26	201,05	204,30
20/12/2019	45,50	48,06	20,99	21,30	160,50	132,61	200,00	201,80
23/12/2019	45,70	48,25	20,99	21,45	154,50	131,56	200,40	209,60
26/12/2019	46,00	48,39	20,99	21,45	157,10	132,87	202,10	210,40
27/12/2019	46,40	48,45	21,15	21,64	163,30	134,25	199,00	198,85
30/12/2019	47,15	48,62	21,25	21,89	160,00	136,51	204,45	206,95
02/01/2020	47,90	48,43	21,40	21,89	154,50	132,84	204,80	192,95
03/01/2020	47,66	48,91	21,07	21,94	157,50	131,77	203,00	196,70
06/01/2020	48,30	48,99	21,13	21,68	152,00	126,32	203,50	196,40
07/01/2020	48,95	49,31	21,05	21,68	153,00	125,49	201,85	196,60
08/01/2020	48,73	50,26	21,14	21,76	148,65	124,07	199,85	196,70
09/01/2020	48,71	51,50	21,05	21,58	146,30	121,99	198,80	198,45
10/01/2020	48,31	51,56	21,14	21,58	148,40	123,15	199,00	196,25
13/01/2020	49,15	51,48	21,06	21,41	140,00	119,37	199,40	196,30
14/01/2020	48,90	51,70	21,04	21,55	142,00	118,93	199,10	193,95
15/01/2020	44,00	52,20	20,86	21,25	140,40	117,25	195,50	194,25
16/01/2020	48,60	51,99	20,65	20,87	138,05	116,28	195,50	192,15
17/01/2020	49,00	51,77	20,81	21,01	140,65	117,44	194,05	192,50

22/01/2020	49,60	51,74	20,54	20,93	136,25	116,70	197,00	194,05
23/01/2020	42,69	51,49	20,38	20,70	140,70	117,22	198,00	191,20
24/01/2020	42,50	51,42	20,22	20,55	139,50	115,88	199,00	187,00
27/01/2020	42,35	51,77	20,04	20,44	133,30	112,96	198,05	190,70
28/01/2020	42,40	51,91	20,04	20,46	132,35	113,49	199,65	189,70
29/01/2020	42,10	51,54	19,98	20,37	128,65	111,57	199,50	186,10
30/01/2020	41,60	51,28	19,65	20,12	125,35	110,35	202,20	191,10
31/01/2020	41,35	51,16	19,60	19,92	127,50	110,63	206,50	190,80
03/02/2020	41,00	50,86	19,62	19,94	126,00	106,78	207,50	196,20
04/02/2020	43,29	50,07	19,75	20,00	124,05	106,40	207,00	193,45
05/02/2020	41,20	50,17	20,02	20,16	125,60	107,44	209,00	192,85
06/02/2020	41,30	50,13	19,71	20,04	132,00	107,25	210,00	194,50
07/02/2020	41,35	50,71	19,75	20,10	126,85	106,83	208,90	195,40
10/02/2020	41,50	50,88	19,83	20,13	127,00	107,43	207,90	195,70
11/02/2020	40,91	51,11	19,70	20,18	128,25	108,05	210,50	194,15
12/02/2020	41,45	51,63	19,82	20,17	132,85	107,96	211,00	197,55
13/02/2020	41,70	51,80	19,95	20,34	129,90	111,43	209,80	195,55
14/02/2020	43,00	52,13	20,22	20,60	137,85	116,03	209,00	196,55
18/02/2020	42,70	52,25	19,90	20,35	134,00	111,98	209,65	197,05
19/02/2020	44,00	52,42	19,98	20,27	131,80	112,91	209,05	193,10
20/02/2020	43,95	52,27	19,88	20,30	127,25	111,01	211,40	202,85
21/02/2020	42,43	52,32	19,84	20,23	136,50	114,14	212,00	198,40
26/02/2020	42,90	52,87	19,66	19,97	134,20	113,79	212,00	202,80
27/02/2020	44,60	53,30	19,75	19,88	135,55	114,41	213,00	202,05
28/02/2020	44,50	53,25	19,88	20,00	138,00	116,30	213,00	201,75
02/03/2020	43,63	53,55	20,05	20,13	143,10	118,96	213,50	204,15
03/03/2020	43,51	53,81	19,94	20,14	147,50	121,63	215,25	202,10
04/03/2020	46,00	54,18	20,25	20,00	143,00	119,68	214,75	202,00
05/03/2020	46,00	54,69	19,77	19,87	134,50	115,69	214,50	201,20
06/03/2020	46,00	55,30	19,85	20,05	130,15	113,48	214,50	203,25
09/03/2020	44,54	55,55	19,50	19,51	133,40	112,27	208,90	199,40
10/03/2020	46,10	55,83	19,31	19,88	138,50	117,20	210,60	202,70
11/03/2020	47,00	56,77	19,42	19,62	138,25	114,38	210,25	203,25
12/03/2020	47,00	57,59	18,95	19,35	134,95	113,02	199,45	204,35
13/03/2020	47,16	57,58	18,98	19,00	134,00	111,37	191,80	204,70
16/03/2020	45,00	58,16	18,61	18,53	126,70	108,00	184,30	204,70
17/03/2020	46,00	58,41	18,35	18,91	124,00	107,60	178,50	199,40
18/03/2020	46,50	57,75	18,50	18,11	126,10	106,83	176,00	187,40
19/03/2020	46,00	58,27	18,80	18,80	131,50	111,67	184,35	189,25
20/03/2020	47,00	59,04	19,00	19,15	136,75	114,00	192,65	197,85
23/03/2020	46,21	58,62	19,36	18,76	140,25	112,10	195,00	199,65
24/03/2020	46,00	59,55	19,35	19,25	139,00	114,48	197,00	195,05
25/03/2020	45,43	59,49	19,54	19,89	138,50	117,69	197,00	199,50
30/03/2020	47,00	60,08	19,52	19,45	135,50	111,66	199,55	202,50
31/03/2020	47,00	60,14	19,55	19,48	138,00	111,92	191,50	203,15
01/04/2020	46,84	59,33	19,17	19,27	130,40	110,15	188,90	203,00
02/04/2020	45,61	58,87	18,95	19,21	137,10	111,64	184,60	195,40

03/04/2020	47,00	58,49	18,71	19,09	143,50	109,43	182,00	200,65
06/04/2020	46,15	57,83	19,04	19,12	132,20	109,83	185,00	201,00
07/04/2020	46,50	57,47	19,04	19,40	138,90	112,78	187,50	199,90
08/04/2020	46,00	56,46	18,90	19,64	140,30	114,25	188,50	201,80
09/04/2020	44,66	56,41	19,23	19,62	142,50	114,53	186,60	198,05
13/04/2020	45,90	56,19	19,07	19,59	135,00	112,96	195,30	202,30
14/04/2020	46,00	53,79	18,92	19,49	138,30	112,22	194,05	199,10
15/04/2020	44,65	52,20	18,80	19,32	133,95	112,75	189,50	198,50
16/04/2020	45,50	52,02	18,50	19,10	133,50	112,39	190,95	200,55
17/04/2020	44,10	51,55	18,56	19,25	133,00	112,16	190,00	201,50
20/04/2020	45,01	50,74	18,50	19,12	138,15	110,56	187,10	196,45
22/04/2020	45,60	48,65	18,60	18,94	126,85	108,32	188,00	201,00
23/04/2020	45,65	48,18	18,74	18,82	131,50	107,25	188,05	196,70
24/04/2020	45,85	47,60	18,45	18,72	121,00	103,18	193,00	199,95
27/04/2020	45,90	47,96	18,47	18,67	127,25	102,25	193,50	200,05
28/04/2020	46,35	47,94	18,43	19,19	121,20	106,02	196,90	198,90
29/04/2020	46,00	48,38	18,53	19,37	124,00	107,41	198,50	197,70
30/04/2020	46,10	48,35	18,79	19,02	120,50	105,20	197,00	198,85
04/05/2020	46,25	48,83	18,46	19,08	121,00	103,59	197,30	200,35
05/05/2020	46,00	48,78	18,50	18,90	127,55	104,24	198,50	201,90
06/05/2020	46,80	49,25	18,44	18,92	132,30	102,90	198,20	199,95
07/05/2020	47,63	49,91	18,66	18,89	128,00	100,33	194,60	199,75
08/05/2020	47,85	49,76	18,80	19,38	129,00	103,95	195,50	201,30
11/05/2020	48,80	50,01	18,90	19,34	130,00	101,40	194,75	200,25
12/05/2020	47,50	50,11	18,87	19,44	120,55	99,59	199,80	198,70
13/05/2020	47,65	50,91	18,57	19,49	118,50	98,62	199,80	199,90
14/05/2020	47,85	50,61	18,56	19,92	121,50	100,88	199,05	199,35
15/05/2020	48,10	50,57	18,64	19,86	120,25	101,83	199,60	194,90
18/05/2020	47,40	50,23	18,70	19,81	126,50	102,65	199,20	194,90
19/05/2020	47,92	50,06	18,57	19,49	126,10	101,66	200,50	200,50
20/05/2020	48,24	50,08	18,75	19,61	118,70	102,06	200,20	202,15
21/05/2020	48,70	50,51	18,46	20,04	124,55	103,19	201,90	202,00
22/05/2020	48,10	50,49	18,30	19,68	122,30	101,95	205,00	203,55
26/05/2020	46,90	50,29	18,68	19,92	125,35	104,69	205,15	204,30
27/05/2020	46,90	50,54	18,80	20,01	117,95	102,49	205,00	205,65
28/05/2020	47,50	50,06	18,61	19,84	118,15	99,90	203,00	203,40
29/05/2020	48,00	50,19	18,53	20,13	110,50	96,12	202,00	204,75
01/06/2020	46,40	49,74	18,53	20,04	112,50	94,44	202,50	204,00
02/06/2020	45,21	49,60	19,00	20,60	120,00	96,23	205,50	202,50
03/06/2020	44,00	48,94	18,91	20,85	117,40	98,49	204,00	203,65
04/06/2020	47,49	48,66	19,38	21,16	115,25	96,43	208,00	205,45
05/06/2020	47,35	48,20	19,20	21,59	111,45	98,16	207,50	202,65
08/06/2020	47,00	47,53	19,05	21,55	118,35	97,07	207,25	205,20
09/06/2020	47,00	47,34	19,09	21,07	116,00	96,15	205,00	206,40
10/06/2020	45,12	46,81	19,54	20,98	114,35	94,68	207,50	206,40
12/06/2020	47,67	46,92	19,17	20,90	113,50	92,66	208,40	205,25
15/06/2020	47,75	46,96	19,11	21,02	112,05	90,70	208,40	209,95

16/06/2020	46,50	46,87	19,20	21,01	110,50	89,07	207,00	208,60
17/06/2020	46,20	46,85	19,10	21,08	109,50	90,03	212,00	206,40
18/06/2020	48,15	47,13	19,25	21,08	107,90	88,97	213,90	212,35
19/06/2020	47,00	47,15	19,53	21,64	113,80	90,25	205,10	210,40
22/06/2020	47,00	47,56	19,35	21,43	109,90	90,83	212,50	214,00
23/06/2020	46,90	46,97	19,24	21,75	116,00	93,32	216,00	211,30
24/06/2020	48,19	47,18	19,18	21,06	109,60	91,07	207,00	218,95
25/06/2020	46,79	47,49	19,00	21,16	107,80	89,76	210,00	217,35
26/06/2020	48,00	48,15	19,04	21,03	108,00	89,36	210,00	218,35
29/06/2020	48,00	48,28	18,92	21,10	111,35	92,01	215,00	219,65
30/06/2020	48,70	48,53	19,35	21,20	118,50	93,34	216,00	218,40
01/07/2020	47,30	49,51	19,50	21,84	119,25	96,16	208,00	219,90
06/07/2020	49,20	49,93	19,78	21,68	107,20	92,08	212,30	220,95
07/07/2020	49,78	49,94	20,00	21,54	115,20	91,28	215,00	219,55
08/07/2020	47,65	50,37	19,61	21,71	118,00	92,23	214,00	218,75
09/07/2020	48,80	50,31	19,74	21,74	118,95	92,27	214,00	218,60
10/07/2020	49,10	50,23	19,58	21,78	108,85	91,91	215,00	218,60
13/07/2020	49,80	49,78	19,68	21,20	112,70	92,46	218,00	217,95
14/07/2020	50,09	49,83	19,40	21,53	108,00	91,52	211,00	221,90
16/07/2020	50,00	49,01	19,69	21,69	108,30	92,19	216,00	222,25
17/07/2020	51,20	49,43	19,75	21,54	112,45	93,65	213,00	222,55
20/07/2020	50,65	49,50	19,75	21,89	115,00	92,89	218,25	215,30
21/07/2020	51,00	49,62	19,63	22,43	121,35	95,27	219,20	221,15
22/07/2020	50,74	48,54	19,60	22,44	119,90	99,28	219,90	221,65
23/07/2020	49,20	48,83	19,79	22,30	121,00	97,78	216,00	222,40
24/07/2020	51,25	49,25	19,80	22,56	129,30	97,38	220,55	223,45
27/07/2020	51,40	49,73	19,95	22,69	126,90	99,20	222,50	219,65
28/07/2020	50,95	49,40	19,46	22,72	126,30	100,46	224,00	226,40
29/07/2020	45,50	49,79	19,54	22,44	127,50	102,85	222,00	226,60
31/07/2020	46,50	50,79	19,60	22,85	136,00	107,69	216,80	228,30
03/08/2020	46,50	51,29	19,78	22,54	132,00	106,87	224,00	227,80
04/08/2020	47,00	51,97	19,40	22,75	135,75	109,28	219,00	226,85
05/08/2020	48,50	52,14	19,40	22,83	143,00	110,45	219,00	226,25
07/08/2020	48,80	52,72	19,16	22,73	129,20	104,30	218,00	225,45
10/08/2020	48,79	53,59	19,25	22,57	128,00	103,07	224,00	228,50
11/08/2020	48,75	54,28	19,27	22,95	127,00	103,65	223,20	227,20
12/08/2020	48,75	54,78	19,40	22,90	128,00	101,00	224,00	226,30
13/08/2020	48,75	55,16	19,87	23,51	129,20	103,84	219,40	227,85
14/08/2020	50,00	55,51	19,72	23,44	127,40	102,79	219,50	224,75
17/08/2020	49,60	55,99	20,10	23,56	127,20	102,95	223,90	227,40
18/08/2020	49,93	57,63	20,18	23,97	132,00	105,49	224,05	226,20
19/08/2020	49,90	58,64	20,20	23,74	130,40	104,53	225,15	227,20
20/08/2020	49,80	59,01	19,99	23,97	130,50	104,97	226,50	225,20
21/08/2020	46,50	59,60	19,97	23,68	132,00	105,35	233,50	229,25
24/08/2020	49,60	59,93	20,04	23,55	128,20	105,82	228,00	229,45
25/08/2020	49,00	60,41	20,28	24,07	133,50	107,93	230,15	228,60
26/08/2020	48,50	60,70	20,40	23,88	131,55	107,68	235,00	227,85

27/08/2020	49,40	60,87	20,78	24,20	129,90	107,03	233,00	234,25
28/08/2020	49,75	60,97	20,90	25,26	135,55	111,60	233,00	236,65
31/08/2020	49,35	61,25	21,03	25,16	140,35	111,50	236,50	237,60
01/09/2020	48,00	60,92	21,10	25,47	141,00	112,31	238,00	237,60
02/09/2020	47,30	60,36	21,15	25,50	140,15	113,00	235,95	238,95
03/09/2020	48,25	59,11	21,27	25,84	141,20	113,29	228,20	239,85
04/09/2020	48,25	59,06	21,31	25,27	144,40	114,22	240,00	240,45
08/09/2020	49,05	58,64	21,42	25,22	143,50	112,04	241,00	243,90
09/09/2020	50,85	58,15	21,59	25,84	139,00	110,69	237,50	247,10
10/09/2020	50,00	58,38	21,58	25,55	141,30	110,43	239,00	247,45
11/09/2020	51,29	58,99	21,95	25,76	143,10	111,12	236,60	245,65
14/09/2020	51,46	59,70	22,00	25,83	134,00	106,84	239,15	248,60
15/09/2020	51,60	58,97	21,89	25,91	131,25	106,23	241,00	247,50
16/09/2020	52,00	58,88	22,30	26,42	130,50	105,80	243,00	250,90
17/09/2020	52,30	58,48	22,70	26,57	129,30	105,80	249,00	250,50
18/09/2020	52,60	58,48	23,10	25,92	126,00	101,51	248,50	248,00
21/09/2020	53,00	59,19	22,55	26,75	124,45	99,62	239,80	249,85
22/09/2020	54,00	59,91	22,45	26,96	122,25	97,69	240,50	251,30
23/09/2020	54,30	60,95	22,38	26,87	122,80	95,84	240,50	254,20
24/09/2020	54,70	61,28	22,08	27,35	123,60	97,23	239,50	252,55
25/09/2020	55,50	62,45	21,90	26,45	127,00	97,86	241,00	255,65
28/09/2020	55,00	62,42	22,00	26,40	122,00	95,03	244,90	255,70
29/09/2020	56,40	63,28	21,95	26,52	122,00	94,89	252,00	256,00
30/09/2020	56,50	63,63	22,50	26,37	123,25	96,32	246,80	256,70
01/10/2020	57,50	64,22	22,56	26,94	118,75	94,19	246,00	256,80
02/10/2020	58,80	64,75	22,50	26,84	121,80	95,00	249,90	258,05
05/10/2020	60,95	65,36	22,52	28,06	120,10	95,60	254,00	257,70
06/10/2020	59,20	65,48	23,10	27,79	121,25	95,03	253,50	253,55
07/10/2020	59,60	67,26	23,25	28,35	122,85	94,97	254,00	258,00
08/10/2020	59,65	67,55	23,15	28,61	124,75	96,29	255,50	255,30
09/10/2020	59,76	68,12	23,53	28,17	124,00	97,22	253,00	261,60
13/10/2020	61,55	69,09	23,09	28,30	125,80	96,81	257,00	261,90
14/10/2020	61,50	69,53	23,33	28,14	123,40	96,39	261,50	263,35
15/10/2020	62,40	70,30	23,40	27,98	123,70	96,31	261,00	261,45
16/10/2020	62,66	70,72	23,20	28,24	121,00	95,46	263,00	263,65
19/10/2020	65,79	71,49	23,32	28,18	121,00	95,46	262,35	264,30
20/10/2020	69,68	73,33	23,47	28,77	119,75	94,87	266,00	266,45
21/10/2020	69,75	75,39	23,61	28,44	118,55	94,80	272,95	268,70
22/10/2020	65,50	77,33	23,70	29,32	121,70	96,44	270,50	269,65
23/10/2020	67,90	78,82	23,90	29,18	120,25	95,41	266,50	269,10
26/10/2020	70,00	79,67	23,97	29,28	122,00	95,79	268,50	270,50
27/10/2020	69,00	81,48	23,89	29,36	121,85	95,25	269,70	274,70
28/10/2020	66,23	82,67	23,39	28,62	120,50	93,78	271,20	268,80
29/10/2020	66,00	82,55	23,23	28,49	121,50	93,33	268,60	275,60
30/10/2020	65,01	81,89	23,30	28,45	119,50	93,52	268,50	278,40
03/11/2020	67,00	80,77	23,55	28,74	119,35	93,68	272,00	276,95
04/11/2020	67,90	81,41	23,55	29,77	119,05	94,60	273,00	277,65

05/11/2020	66,00	81,27	24,20	30,46	121,85	97,90	274,50	279,90
06/11/2020	64,50	81,32	24,14	31,51	124,25	100,75	275,00	287,85
09/11/2020	64,24	80,91	24,55	30,16	125,50	99,08	272,00	287,25
10/11/2020	65,50	80,19	25,20	31,50	123,50	99,46	273,50	288,00
11/11/2020	64,30	80,58	25,23	31,58	127,70	100,28	266,00	292,00
12/11/2020	64,00	80,55	25,25	29,69	128,70	100,92	265,00	288,55
13/11/2020	64,85	80,74	25,43	30,18	127,60	100,77	265,00	291,80
16/11/2020	64,80	80,54	25,45	30,32	133,75	103,90	270,55	290,55
17/11/2020	65,00	80,92	25,80	31,00	135,15	106,49	261,50	285,45
18/11/2020	65,80	80,44	26,05	30,98	139,10	110,11	253,50	282,15
19/11/2020	65,10	80,02	25,87	30,87	139,00	111,85	261,70	287,65
20/11/2020	67,00	80,21	26,21	30,46	135,75	107,84	265,00	287,05
23/11/2020	66,90	80,06	26,21	29,97	133,50	106,84	257,00	289,70
24/11/2020	66,46	79,67	26,22	30,07	132,00	107,34	263,10	286,90
25/11/2020	67,00	79,77	26,29	30,56	134,40	109,89	255,45	278,30
27/11/2020	66,00	79,27	26,35	30,46	142,00	114,04	256,60	279,80
30/11/2020	65,20	78,31	25,93	30,22	138,40	113,39	257,55	283,75
01/12/2020	63,85	77,17	25,72	30,70	137,60	112,73	252,85	271,60
02/12/2020	63,50	76,44	25,57	30,02	137,00	113,07	257,65	274,30
03/12/2020	62,50	75,47	25,83	30,72	138,50	113,67	254,50	275,35
04/12/2020	61,60	74,69	25,70	29,74	135,90	113,49	254,50	271,00
07/12/2020	63,00	73,84	25,47	30,39	139,50	113,39	254,50	270,25
08/12/2020	65,41	73,42	25,40	29,06	137,75	113,26	254,50	266,80
09/12/2020	65,31	73,61	25,67	29,99	135,10	110,92	251,30	265,30
11/12/2020	64,10	73,10	25,67	29,15	142,20	115,27	249,95	263,00
14/12/2020	65,00	73,31	25,77	29,63	147,70	117,49	249,00	259,70
15/12/2020	62,80	73,84	26,05	30,02	146,40	117,24	248,60	262,55
16/12/2020	64,40	74,85	26,28	29,33	148,00	118,67	248,00	265,15
17/12/2020	64,02	74,11	26,60	29,75	149,25	119,54	255,90	259,00
18/12/2020	64,84	74,22	27,10	29,71	147,25	118,74	258,70	255,30
21/12/2020	67,80	75,10	27,00	29,47	144,30	116,75	260,00	261,15
22/12/2020	66,72	77,34	27,49	29,22	146,90	115,91	263,50	262,80
23/12/2020	68,50	77,60	27,85	29,03	146,35	115,57	248,00	266,30
28/12/2020	67,00	78,02	27,71	28,63	148,70	116,02	267,50	270,30
29/12/2020	70,60	78,45	23,91	29,14	148,15	117,35	262,25	272,50
30/12/2020	71,95	78,65	28,51	29,68	147,85	116,99	273,00	267,15
04/01/2021	72,80	81,79	28,88	29,40	149,40	117,05	278,00	273,70
05/01/2021	73,00	81,62	30,20	30,92	148,10	116,93	277,50	276,90
06/01/2021	73,00	82,31	30,10	31,20	147,70	115,71	278,65	278,30
07/01/2021	72,35	82,65	29,70	30,42	144,05	114,16	281,00	280,10
08/01/2021	74,60	82,60	30,25	30,58	148,10	115,53	281,70	279,50
11/01/2021	74,73	82,64	30,10	30,69	145,30	112,10	285,95	284,70
12/01/2021	75,16	83,32	31,13	32,01	146,40	115,70	289,50	283,95
13/01/2021	75,90	83,87	31,15	32,20	225,00	119,29	285,00	285,95
14/01/2021	76,50	84,28	31,19	32,69	153,50	122,74	285,00	290,20
19/01/2021	74,35	85,22	26,41	32,02	153,50	121,60	289,60	292,35
20/01/2021	76,00	85,44	25,99	31,73	151,30	122,30	288,00	294,60

21/01/2021	73,76	85,03	25,85	31,76	153,00	122,15	286,00	297,05
22/01/2021	74,40	84,43	29,37	30,91	151,30	120,37	288,00	294,95
26/01/2021	73,50	83,97	25,38	31,75	154,00	122,98	288,30	298,00
27/01/2021	74,20	83,83	26,70	31,34	153,30	122,05	287,50	297,85
28/01/2021	76,16	83,25	30,00	31,20	152,10	121,82	285,95	299,70
29/01/2021	78,02	83,34	30,00	30,69	148,55	120,07	285,00	299,85
01/02/2021	76,80	83,95	25,45	30,94	152,60	123,31	289,15	301,00
02/02/2021	76,31	83,03	26,20	31,44	149,60	124,99	294,00	301,05
03/02/2021	77,25	83,09	30,20	30,98	150,40	124,83	291,55	301,90
04/02/2021	75,50	83,02	27,00	30,74	150,00	122,41	292,00	300,10
05/02/2021	76,40	82,78	25,81	30,89	151,00	124,20	289,95	301,70
08/02/2021	76,81	82,69	26,05	31,44	152,60	123,73	293,00	301,50
09/02/2021	75,70	83,39	27,25	31,47	150,00	123,58	292,55	302,20
10/02/2021	76,30	83,16	25,85	31,12	148,00	122,67	289,80	299,95
11/02/2021	76,70	83,19	30,15	30,72	147,30	122,32	293,10	301,20
12/02/2021	77,10	83,40	27,14	30,82	147,30	122,34	293,00	303,00
17/02/2021	76,83	83,80	29,20	30,26	151,65	123,62	295,00	302,25
18/02/2021	72,00	84,06	30,30	30,09	153,15	125,68	295,20	303,75
19/02/2021	78,34	84,35	30,40	30,14	153,40	125,94	270,05	303,05
22/02/2021	79,65	84,89	26,40	30,13	159,60	128,90	297,50	302,45
23/02/2021	81,00	85,08	27,00	30,44	161,80	132,97	298,05	300,80
24/02/2021	81,30	85,19	27,33	30,52	163,20	133,45	299,00	299,50
25/02/2021	80,80	85,59	27,15	30,28	165,75	135,51	300,40	302,55
26/02/2021	81,00	85,41	27,00	30,00	164,30	133,76	302,00	303,15
01/03/2021	81,26	85,59	27,00	30,18	164,30	133,47	305,80	299,80
02/03/2021	83,20	86,11	27,15	30,24	157,85	132,18	306,00	301,50
04/03/2021	81,00	88,59	27,23	30,37	156,50	130,41	313,10	303,95
05/03/2021	80,80	89,07	27,42	30,62	155,00	129,23	315,00	301,10
08/03/2021	81,05	89,63	27,23	30,86	154,00	126,67	316,00	307,50
09/03/2021	80,05	89,88	27,70	30,97	155,75	127,39	316,00	306,15
10/03/2021	80,00	91,59	27,35	31,33	157,80	130,69	320,00	308,80
11/03/2021	79,75	91,72	27,38	30,95	161,00	133,09	320,00	308,80
12/03/2021	80,58	91,73	27,19	30,50	160,20	132,57	320,00	310,50
15/03/2021	80,90	92,17	28,48	30,26	157,00	130,59	322,80	309,60
16/03/2021	80,80	93,21	27,48	30,39	161,95	132,06	323,00	309,90
17/03/2021	80,30	93,44	27,30	30,65	161,25	132,89	321,75	309,50
18/03/2021	79,50	93,30	26,73	30,54	158,70	132,43	323,00	313,50
19/03/2021	79,00	93,85	27,06	30,64	158,35	132,01	317,00	311,50
22/03/2021	79,00	93,27	26,82	30,53	158,30	132,36	316,00	315,20
23/03/2021	80,10	92,56	27,10	30,61	154,05	130,04	318,00	313,80
24/03/2021	84,59	93,03	27,10	30,31	156,50	127,11	322,00	310,80
25/03/2021	85,18	93,31	26,80	30,17	153,10	126,42	320,10	315,80
26/03/2021	80,60	93,40	26,70	29,94	153,30	126,91	305,70	314,45
29/03/2021	81,15	94,40	26,66	29,94	153,55	126,20	320,80	315,60
30/03/2021	82,65	94,22	26,30	29,87	151,50	123,57	326,95	313,10
31/03/2021	84,20	93,71	27,65	30,82	150,25	125,97	323,30	315,80
01/04/2021	74,47	93,90	27,90	30,47	149,25	123,92	326,00	316,10

05/04/2021	82,00	94,04	28,06	30,47	150,40	124,22	326,85	317,45
06/04/2021	87,00	94,70	28,10	31,02	152,30	127,66	327,00	318,95
07/04/2021	90,29	95,32	28,11	30,54	154,00	126,85	325,85	316,30
08/04/2021	91,80	95,49	28,00	30,98	152,30	129,69	331,95	316,80
09/04/2021	89,40	95,37	28,08	30,77	154,50	127,72	331,50	319,40
12/04/2021	91,64	95,93	27,59	30,31	152,50	127,55	331,80	316,45
13/04/2021	91,62	96,57	27,65	30,73	155,50	128,19	328,10	316,70
14/04/2021	92,50	96,92	27,95	31,05	159,00	131,11	326,70	320,00
15/04/2021	94,16	97,64	28,07	31,25	157,60	132,08	328,40	319,40
16/04/2021	95,25	97,88	28,14	31,86	156,00	132,05	326,30	312,60
19/04/2021	95,20	97,91	28,50	32,11	155,10	132,38	327,20	315,40
20/04/2021	89,00	97,78	28,60	32,27	157,45	133,73	326,55	315,85
22/04/2021	92,05	97,98	29,30	33,17	157,50	136,66	327,00	316,65
23/04/2021	94,50	98,70	29,30	32,93	164,45	138,40	328,50	315,40
26/04/2021	95,55	99,28	29,97	33,50	168,00	142,08	330,30	315,60
27/04/2021	95,81	98,88	29,60	33,49	173,80	143,66	334,50	313,40
28/04/2021	95,75	99,25	29,32	33,57	172,60	146,95	331,60	312,10
29/04/2021	103,50	99,78	29,33	33,14	170,45	147,33	330,90	313,70
30/04/2021	98,00	99,76	29,51	33,07	168,85	144,02	331,10	312,95
03/05/2021	98,00	99,84	29,61	32,67	172,00	144,23	332,50	314,20
04/05/2021	95,00	99,79	30,11	33,24	170,90	144,86	334,10	313,10
05/05/2021	94,00	100,24	29,47	33,61	180,35	151,57	331,00	307,50
06/05/2021	91,50	100,90	31,07	33,80	184,65	156,79	328,55	309,60
07/05/2021	91,00	101,56	30,75	33,99	185,60	157,11	329,00	311,45
10/05/2021	99,00	101,23	31,16	33,88	181,20	154,08	330,40	311,40
11/05/2021	99,20	101,40	31,51	34,32	185,10	155,65	332,00	312,10
12/05/2021	87,70	102,39	30,92	34,55	181,60	150,20	332,75	307,70
13/05/2021	88,00	101,79	29,77	33,64	181,65	151,88	331,90	311,85
14/05/2021	87,00	101,34	30,15	33,56	181,10	152,86	336,50	307,00
17/05/2021	98,00	101,08	30,27	33,52	181,50	153,00	338,25	303,20
18/05/2021	89,50	103,23	30,82	33,62	185,75	155,57	341,10	306,55
19/05/2021	88,50	102,72	29,39	32,75	185,50	154,21	339,70	309,35
20/05/2021	88,00	102,06	29,98	32,98	187,70	156,12	341,20	305,45
21/05/2021	87,30	101,93	29,90	32,35	182,50	154,37	343,50	312,40
24/05/2021	87,50	101,12	29,60	32,61	184,00	155,17	340,00	307,50
25/05/2021	88,00	98,66	29,91	32,66	183,50	154,60	344,30	309,00
26/05/2021	89,50	96,83	29,12	32,73	189,75	160,26	342,00	312,75
27/05/2021	89,10	97,69	30,35	33,08	190,35	164,62	345,95	314,60
28/05/2021	90,00	99,24	30,31	33,22	197,00	168,10	340,05	317,10
01/06/2021	90,40	99,23	30,95	33,75	197,25	171,47	341,40	313,00
02/06/2021	90,00	98,67	30,45	33,93	198,50	173,34	338,50	307,90
04/06/2021	90,30	98,63	31,57	34,40	194,00	174,81	337,75	311,45
07/06/2021	90,15	97,04	31,70	34,57	199,70	172,52	334,50	308,75
08/06/2021	97,50	96,57	31,45	34,43	195,50	173,03	333,55	316,70
09/06/2021	90,10	95,72	31,87	33,89	194,80	172,45	330,50	315,85
10/06/2021	89,60	95,21	32,10	33,70	198,45	171,71	330,50	317,35
11/06/2021	86,60	94,88	31,11	33,09	194,25	170,42	333,00	319,45

14/06/2021	84,50	94,29	30,80	32,86	191,00	168,73	330,00	319,45
15/06/2021	79,30	93,27	30,24	32,61	186,90	168,74	334,00	317,35
16/06/2021	77,50	91,60	29,60	31,98	187,75	166,53	329,45	319,65
17/06/2021	77,50	89,56	29,99	31,22	186,60	164,31	324,75	318,90
18/06/2021	81,35	89,87	28,95	30,26	182,00	162,56	335,10	320,90
21/06/2021	78,41	88,52	29,18	30,82	192,15	165,08	326,50	318,25
22/06/2021	79,35	87,72	28,50	31,23	188,40	166,58	317,45	319,55
23/06/2021	77,00	87,27	28,57	30,75	187,00	165,27	321,50	319,90
24/06/2021	75,89	86,25	28,54	30,43	188,30	167,96	320,00	318,90
25/06/2021	78,54	86,27	27,97	30,04	190,75	167,97	317,25	319,45
28/06/2021	90,25	86,63	28,45	30,67	199,30	172,44	317,55	321,90
29/06/2021	88,00	87,14	28,70	30,73	199,00	170,87	322,45	319,65
30/06/2021	89,17	89,57	30,15	31,80	194,70	169,76	321,00	318,50
01/07/2021	89,50	91,25	30,28	32,45	189,85	167,62	323,00	316,20
02/07/2021	91,97	92,10	29,83	32,54	190,00	166,45	319,00	316,05
06/07/2021	91,58	94,44	29,48	31,18	184,50	157,14	325,00	319,65
07/07/2021	91,40	95,17	28,82	31,35	182,55	156,98	328,40	319,20
08/07/2021	98,20	95,93	29,05	31,65	184,90	159,44	328,70	319,50
12/07/2021	90,75	96,24	29,14	32,08	187,40	165,32	331,50	319,15
13/07/2021	91,50	96,43	29,82	32,42	184,05	161,84	328,60	318,00
14/07/2021	91,19	97,19	29,94	33,27	190,50	167,68	325,50	320,70
15/07/2021	79,33	98,01	29,83	32,96	195,85	164,63	322,90	320,55
16/07/2021	81,76	97,34	30,40	33,28	195,00	170,99	317,70	321,85
19/07/2021	82,05	97,48	30,34	32,51	189,25	164,84	325,25	319,25
20/07/2021	82,20	97,49	30,79	32,96	201,35	172,95	329,50	319,50
21/07/2021	82,10	98,54	30,35	33,40	216,65	185,32	327,75	314,50
22/07/2021	82,83	99,19	29,48	32,42	231,40	197,42	324,00	317,50
23/07/2021	84,60	99,99	29,86	32,41	233,65	193,37	326,00	320,60
26/07/2021	84,50	100,63	29,92	32,45	248,95	206,24	330,00	321,50
27/07/2021	83,10	101,60	29,90	32,69	255,45	204,65	330,50	317,15
28/07/2021	83,40	102,44	29,77	32,99	252,05	207,73	332,00	316,85
29/07/2021	82,50	101,93	30,40	33,18	251,00	205,99	329,00	315,55
30/07/2021	81,55	101,40	29,51	32,34	222,10	195,20	329,60	319,90
02/08/2021	81,00	101,47	29,85	32,42	213,30	187,11	329,50	316,20
03/08/2021	79,78	100,96	29,35	32,60	217,00	191,10	329,50	315,40
04/08/2021	82,45	100,21	29,23	32,49	220,50	191,53	330,00	316,70
05/08/2021	81,81	100,31	29,29	32,25	219,60	190,31	327,85	319,20
06/08/2021	81,49	99,10	29,40	32,44	218,45	189,13	320,00	312,95
09/08/2021	81,51	99,45	29,29	32,50	226,75	192,45	330,00	318,60
10/08/2021	82,78	98,16	29,48	32,84	224,10	195,33	320,00	316,45
11/08/2021	82,68	98,35	29,64	32,59	232,25	194,73	329,30	318,65
12/08/2021	83,40	98,97	29,55	32,41	231,35	197,74	328,95	314,30
13/08/2021	83,75	99,87	29,84	32,84	225,55	196,25	328,95	317,35
16/08/2021	83,20	99,89	30,19	32,87	227,30	198,81	329,30	313,25
17/08/2021	82,40	99,40	29,74	33,20	219,90	195,99	327,25	319,30
18/08/2021	82,00	99,32	29,80	32,80	223,85	194,77	314,50	312,20
19/08/2021	82,00	99,02	29,35	32,44	219,00	191,79	324,00	314,70

20/08/2021	81,80	98,79	28,67	32,53	220,85	194,01	323,75	313,40
23/08/2021	82,80	98,21	28,61	32,12	222,50	195,29	318,55	313,75
24/08/2021	82,10	97,59	29,17	32,68	226,00	201,48	321,00	313,00
25/08/2021	82,34	97,49	29,62	32,82	229,50	202,89	320,05	313,40
26/08/2021	81,51	97,06	29,67	32,61	230,00	203,33	320,80	312,45
27/08/2021	80,01	95,84	29,17	32,63	232,35	207,06	323,70	310,85
30/08/2021	79,13	95,82	28,70	32,49	240,00	212,52	320,05	317,30
31/08/2021	78,60	94,76	28,55	32,26	241,45	209,51	319,00	313,40
01/09/2021	78,75	93,72	28,85	32,05	239,95	212,65	310,00	305,50
02/09/2021	78,58	93,00	28,44	32,23	239,25	210,12	310,00	305,10
03/09/2021	79,04	92,26	28,99	32,87	240,45	208,58	306,45	305,10
08/09/2021	80,18	92,32	28,76	32,38	229,85	203,98	318,00	312,25
09/09/2021	79,81	92,15	28,55	32,54	230,10	201,46	312,00	305,95
10/09/2021	80,18	93,53	28,55	32,93	230,70	203,93	312,00	305,25
13/09/2021	80,57	93,71	28,32	32,88	225,00	204,22	317,00	310,60
14/09/2021	80,08	93,60	28,25	32,96	231,70	202,07	317,00	303,10
15/09/2021	79,90	93,43	28,91	33,43	225,50	203,75	319,00	295,00
16/09/2021	80,00	93,71	28,91	33,36	229,10	202,92	317,00	302,45
17/09/2021	79,40	93,67	28,56	33,21	227,90	203,40	317,00	302,75
20/09/2021	79,71	92,81	28,10	32,45	227,35	198,60	318,00	300,40
21/09/2021	79,42	92,08	27,98	32,57	222,75	201,33	318,20	300,60
22/09/2021	78,58	91,59	28,48	32,53	227,25	201,67	325,00	299,30
23/09/2021	78,16	90,83	28,37	32,61	231,90	205,18	319,95	298,80
24/09/2021	80,45	90,47	28,55	32,50	236,70	207,94	317,00	300,25
27/09/2021	81,00	91,18	28,90	32,31	234,00	205,41	319,40	304,45
28/09/2021	81,00	91,42	28,55	32,23	242,00	211,16	315,50	294,70
29/09/2021	80,50	91,45	28,79	32,33	235,85	208,35	319,45	294,80
30/09/2021	78,00	91,83	28,17	32,30	238,00	209,11	302,50	291,60
01/10/2021	80,50	91,76	28,13	31,88	248,05	220,60	303,30	292,25
04/10/2021	80,00	92,03	28,13	31,12	246,10	216,61	319,40	286,55
05/10/2021	77,70	92,22	28,01	31,21	235,10	210,24	300,00	283,00
06/10/2021	78,56	91,98	27,70	31,45	235,30	211,36	301,20	280,90
07/10/2021	80,60	91,12	27,63	31,11	243,00	214,52	300,00	282,70
08/10/2021	80,60	91,03	27,99	31,31	244,20	217,66	304,20	271,25
11/10/2021	80,00	91,02	27,35	31,05	249,70	217,67	303,00	271,25
13/10/2021	80,00	90,39	27,00	30,54	255,30	222,91	299,05	270,50
14/10/2021	80,50	90,13	26,99	30,38	257,40	225,14	300,00	271,55
15/10/2021	80,50	90,18	27,25	30,87	249,05	226,00	297,50	266,80
18/10/2021	81,55	89,89	27,50	30,57	249,65	221,96	302,00	267,80
19/10/2021	81,00	90,21	27,86	30,41	249,50	222,58	297,00	272,55
20/10/2021	81,00	89,56	27,87	31,19	252,10	225,35	299,95	262,90
21/10/2021	81,20	88,99	27,50	30,90	248,65	222,36	297,95	262,80
22/10/2021	81,00	89,27	27,17	30,96	245,00	220,96	288,85	260,20
25/10/2021	80,20	89,18	27,82	31,01	248,00	225,01	292,00	263,35
26/10/2021	80,92	88,27	28,10	30,82	255,00	228,14	300,00	257,25
27/10/2021	81,20	87,50	27,70	30,84	249,50	223,74	300,20	256,45
28/10/2021	81,80	86,89	27,90	30,59	243,25	220,31	297,00	254,10

29/10/2021	83,36	86,84	27,70	30,30	247,50	222,43	297,50	257,10
01/11/2021	81,92	86,97	27,78	30,19	254,20	226,90	294,50	263,95
03/11/2021	83,99	87,16	27,78	30,06	251,60	229,54	294,55	256,65
04/11/2021	81,10	86,40	27,23	29,42	250,20	228,34	301,00	267,75
05/11/2021	81,55	86,61	27,20	29,53	247,00	229,67	305,00	264,60
08/11/2021	80,78	85,69	26,50	29,01	242,40	226,04	306,50	267,85
09/11/2021	81,80	84,93	26,60	29,27	243,60	229,44	309,95	280,70
10/11/2021	81,30	84,51	27,10	29,11	246,50	228,59	310,05	291,20
11/11/2021	81,70	83,59	27,18	29,43	251,30	236,05	311,00	294,80
12/11/2021	80,31	82,75	27,66	29,18	252,90	239,75	314,00	301,00
16/11/2021	82,50	82,74	28,15	29,81	261,15	240,73	316,50	303,15
17/11/2021	82,70	82,45	28,24	30,06	272,75	246,07	319,00	304,80
18/11/2021	83,38	82,34	28,68	30,13	273,00	245,55	320,00	313,00
19/11/2021	84,00	82,84	28,28	29,93	277,00	248,51	325,00	314,15
22/11/2021	85,00	82,81	28,50	30,38	279,00	247,35	324,00	315,90
23/11/2021	84,00	83,26	28,30	30,68	287,15	256,00	326,00	316,90
24/11/2021	83,95	83,59	28,17	30,43	291,35	260,40	328,45	316,65
25/11/2021	83,50	83,63	28,17	30,66	289,25	263,69	324,20	317,90
26/11/2021	83,44	83,72	27,67	29,70	278,50	260,22	332,00	318,10
29/11/2021	83,45	83,44	27,59	29,94	275,00	253,68	325,05	321,80
30/11/2021	84,50	84,46	27,50	29,53	280,05	251,48	333,00	322,30
01/12/2021	84,60	84,98	27,45	29,43	274,85	250,87	328,50	321,60
02/12/2021	85,60	86,22	27,80	29,64	279,40	254,62	325,00	324,35
03/12/2021	86,20	86,86	28,00	30,04	286,00	259,15	316,95	312,95
06/12/2021	86,00	86,12	27,84	29,58	287,00	261,62	318,00	322,10
07/12/2021	85,25	87,58	27,76	29,87	286,15	263,39	321,00	316,50
08/12/2021	85,50	87,55	27,95	29,97	286,25	266,90	313,00	319,50
09/12/2021	85,80	87,54	27,93	29,60	293,75	263,73	306,00	312,25
10/12/2021	86,00	88,06	28,09	29,58	289,25	255,76	305,30	311,20
13/12/2021	86,60	88,10	27,57	29,25	279,15	256,88	325,85	316,35
14/12/2021	85,50	87,75	27,98	29,23	282,20	255,45	316,50	310,40
15/12/2021	86,00	87,56	27,91	29,54	280,65	255,74	329,00	308,00
16/12/2021	85,81	87,39	28,19	30,18	280,40	257,49	333,00	316,65
17/12/2021	86,20	87,18	28,55	30,17	279,70	256,92	335,50	318,85
20/12/2021	87,50	87,57	28,62	29,89	265,85	249,68	333,95	317,70
21/12/2021	87,06	88,61	29,02	29,93	272,95	251,32	336,55	327,75
22/12/2021	87,55	88,69	29,50	30,79	273,45	257,00	337,00	322,40
23/12/2021	87,55	89,81	29,70	30,80	268,95	255,64	337,55	327,50
27/12/2021	87,57	89,99	30,32	31,24	268,95	254,45	338,00	329,10
28/12/2021	87,57	90,34	28,92	31,26	264,90	253,69	329,15	331,40
29/12/2021	86,14	90,37	28,92	30,98	257,90	252,95	329,15	335,85
30/12/2021	86,91	90,35	28,97	30,91	261,85	256,79	329,15	336,50
03/01/2022	89,59	92,01	28,92	30,90	265,40	249,88	339,00	334,50
04/01/2022	89,00	92,72	30,61	31,50	273,20	255,79	339,65	339,65
05/01/2022	89,50	92,81	30,80	32,16	277,00	256,64	334,80	345,25
06/01/2022	89,40	93,28	30,80	31,77	277,90	257,95	336,00	337,60
07/01/2022	90,71	93,52	29,00	32,08	286,65	265,18	328,20	331,40

10/01/2022	90,50	94,43	30,72	31,85	281,50	261,63	331,00	339,00
11/01/2022	91,50	95,13	31,05	32,31	270,45	265,61	339,00	333,70
12/01/2022	89,09	95,27	28,99	32,21	292,45	271,53	338,00	335,05
13/01/2022	89,20	96,50	28,67	32,15	287,00	270,90	334,50	333,70
14/01/2022	90,00	96,77	30,81	31,97	289,15	271,30	337,00	335,50
18/01/2022	93,00	97,39	28,15	31,71	269,10	269,68	339,25	333,95
19/01/2022	90,19	97,70	30,86	32,37	296,40	276,35	340,00	337,20
20/01/2022	90,50	98,13	31,60	33,15	294,35	278,66	338,00	339,25
21/01/2022	93,00	98,33	31,44	33,01	272,85	272,53	338,40	344,20
24/01/2022	93,00	97,93	31,12	32,61	268,25	268,90	339,00	338,20
25/01/2022	93,00	97,76	29,20	33,04	273,00	274,68	339,00	343,10
26/01/2022	92,01	97,90	31,91	34,07	292,50	276,17	339,40	342,30
27/01/2022	93,45	97,37	31,97	33,44	286,05	270,38	339,30	343,70
28/01/2022	91,47	97,40	29,95	34,08	271,40	274,64	338,50	339,40
31/01/2022	93,00	97,42	30,08	34,75	262,85	278,02	336,50	343,80
01/02/2022	90,83	97,40	30,50	35,80	268,00	280,17	337,00	333,90
02/02/2022	90,84	97,14	30,65	36,46	268,50	279,54	335,75	334,70
03/02/2022	90,92	96,82	30,70	36,27	273,00	281,81	338,00	334,00
04/02/2022	93,40	97,13	34,33	36,30	292,70	279,98	337,35	343,90
07/02/2022	91,00	96,97	31,30	37,61	293,00	281,80	338,00	330,30
08/02/2022	92,95	97,14	31,10	37,40	273,50	287,40	337,50	339,35
09/02/2022	92,76	96,93	31,40	37,78	280,50	297,93	338,25	341,05
10/02/2022	93,71	97,08	34,20	37,95	282,05	293,80	336,60	342,10
11/02/2022	94,56	97,05	32,06	37,48	279,70	290,74	336,00	342,05
14/02/2022	93,75	95,98	33,95	36,63	276,55	288,45	336,00	338,90
15/02/2022	93,00	96,55	31,44	36,58	275,00	289,40	336,00	338,15
16/02/2022	90,60	96,53	32,97	36,97	282,70	292,21	335,85	340,65
17/02/2022	90,60	96,51	33,20	37,75	281,40	289,27	336,75	345,90
18/02/2022	92,01	96,49	34,60	38,13	276,00	285,43	336,95	340,90
22/02/2022	92,80	96,80	33,35	38,59	301,05	286,90	334,80	348,40
23/02/2022	96,60	96,85	32,84	39,96	275,60	288,39	337,00	343,95
25/02/2022	96,16	97,34	31,09	38,61	294,00	278,80	331,30	343,05
02/03/2022	96,59	97,20	32,08	39,76	258,00	270,94	341,25	339,85
03/03/2022	100,00	97,72	31,98	40,39	251,50	264,85	346,00	342,35
04/03/2022	101,51	98,15	34,90	40,09	251,50	261,07	344,00	341,15
07/03/2022	102,50	100,19	36,08	40,00	250,00	259,54	344,50	345,35
08/03/2022	101,69	101,36	32,53	40,94	253,00	265,83	347,50	350,35
09/03/2022	101,18	101,25	32,30	41,12	257,30	265,79	347,75	342,80
10/03/2022	101,14	101,42	35,60	41,28	253,85	260,37	349,05	345,20
11/03/2022	102,25	103,57	33,12	40,21	273,05	258,42	349,60	347,00
14/03/2022	100,90	103,90	32,79	39,84	270,80	251,73	349,85	345,05
15/03/2022	101,80	103,87	32,30	39,27	261,85	244,87	347,95	341,10
16/03/2022	101,07	103,74	35,81	39,83	241,25	250,10	346,20	343,30
17/03/2022	100,16	103,57	36,36	40,46	240,00	251,40	342,45	349,45
18/03/2022	99,40	102,59	32,39	40,29	242,00	254,90	342,50	349,05
21/03/2022	99,05	102,63	33,00	40,70	252,85	259,95	340,50	346,00
22/03/2022	98,50	101,29	32,90	40,87	255,00	259,60	341,95	349,10

23/03/2022	98,00	99,93	33,30	41,03	254,50	263,02	339,05	345,30
24/03/2022	95,20	99,20	33,13	40,84	274,00	260,99	339,35	352,05
25/03/2022	91,46	96,98	32,93	40,68	274,60	264,59	337,00	347,00
28/03/2022	95,00	96,16	32,37	39,82	268,00	253,83	335,20	349,95
29/03/2022	93,45	92,77	32,00	38,90	266,55	252,51	331,55	341,60
30/03/2022	94,30	92,70	32,36	38,94	275,00	256,16	332,95	347,35
31/03/2022	92,00	93,09	31,40	39,12	280,00	261,21	336,05	323,25
01/04/2022	91,64	92,04	31,03	38,24	262,20	266,72	333,95	341,60
04/04/2022	92,50	91,55	31,78	37,83	285,65	270,46	330,00	335,40
05/04/2022	89,00	90,19	35,60	37,97	283,95	268,41	330,05	333,40
06/04/2022	91,00	89,46	31,83	37,89	258,25	264,04	329,15	336,70
07/04/2022	90,60	89,06	32,26	38,40	279,10	262,46	328,95	327,40
11/04/2022	91,93	88,90	32,79	39,01	292,00	274,90	333,00	338,60
12/04/2022	91,11	88,17	33,21	39,20	265,35	273,19	336,00	337,10
13/04/2022	92,46	87,56	32,99	39,19	260,00	266,60	333,75	336,30
14/04/2022	89,00	87,30	33,25	39,79	257,00	264,31	331,95	338,90
18/04/2022	96,00	87,63	33,49	40,09	258,80	265,65	330,15	328,80
19/04/2022	97,45	88,03	33,57	39,96	256,75	264,04	329,75	340,25
20/04/2022	89,00	87,87	33,57	40,36	256,50	262,46	333,00	331,40
22/04/2022	97,80	87,93	33,16	40,14	262,80	259,31	333,00	327,75
25/04/2022	98,25	88,71	32,80	39,73	275,60	256,09	332,90	328,90
26/04/2022	99,70	88,51	33,03	39,19	275,25	252,92	334,00	334,00
27/04/2022	99,30	88,21	33,47	39,37	267,65	251,51	336,00	335,60
28/04/2022	99,50	88,38	33,49	39,87	270,00	255,12	336,55	333,30
29/04/2022	101,10	88,25	33,30	39,46	276,65	256,13	335,65	334,85
02/05/2022	99,75	87,87	32,60	38,45	268,80	247,62	333,30	328,90
03/05/2022	94,90	87,60	32,60	38,86	253,70	254,49	335,00	339,30
04/05/2022	99,85	87,55	32,77	38,89	254,00	258,05	334,00	331,95
05/05/2022	97,00	87,41	32,79	38,48	269,20	251,27	333,50	333,25
06/05/2022	100,65	86,63	32,47	38,22	245,50	245,30	334,90	333,25
09/05/2022	100,65	86,15	32,04	37,24	240,35	238,90	332,00	331,30
10/05/2022	102,50	85,83	32,05	37,48	253,50	238,98	332,60	330,50
11/05/2022	103,56	86,08	32,50	37,46	256,40	250,62	332,30	311,15
12/05/2022	97,06	86,40	32,30	37,81	268,00	247,11	328,80	325,40
13/05/2022	97,95	86,54	33,00	38,83	265,50	249,27	329,25	327,45
16/05/2022	104,00	87,97	32,76	39,02	261,00	259,25	330,85	334,80
17/05/2022	101,00	89,09	33,32	39,74	268,35	264,72	330,25	323,40
18/05/2022	100,00	89,28	33,08	39,17	252,65	256,31	328,25	307,25
19/05/2022	99,50	89,23	33,25	39,66	255,35	256,31	325,00	311,50
20/05/2022	96,01	88,48	33,73	40,14	271,35	255,85	325,65	324,45
23/05/2022	96,50	88,03	33,46	39,83	270,05	255,44	320,60	305,20
24/05/2022	99,80	87,43	33,39	39,68	252,30	252,78	322,10	314,15
25/05/2022	96,00	87,33	33,32	39,73	254,50	256,59	319,95	318,20
26/05/2022	97,35	86,99	33,77	40,42	262,95	266,62	325,00	319,10
27/05/2022	95,10	86,90	34,07	40,73	265,55	269,41	318,80	315,80
31/05/2022	95,27	86,25	33,42	40,00	269,50	267,96	328,00	321,40
01/06/2022	95,30	85,80	33,55	39,57	277,50	275,51	324,50	314,60

02/06/2022	94,21	85,52	34,00	40,39	275,40	277,12	329,10	308,65
03/06/2022	93,50	85,07	33,71	40,15	273,25	270,35	322,00	312,50
06/06/2022	93,79	84,80	33,69	39,73	274,80	276,97	336,00	311,40
07/06/2022	96,38	85,56	34,17	39,88	272,00	270,40	335,00	315,15
08/06/2022	95,55	85,86	34,20	40,46	270,00	269,32	322,00	316,15
09/06/2022	97,00	85,85	34,26	40,04	292,80	270,37	338,25	312,10
10/06/2022	95,40	85,42	34,22	40,20	284,80	262,62	322,00	314,40
13/06/2022	96,88	85,41	33,57	38,86	262,35	255,76	337,40	311,05
14/06/2022	97,05	86,42	33,65	38,79	263,10	257,34	339,95	319,75
15/06/2022	98,00	86,25	33,56	39,53	265,00	264,24	329,55	317,70
17/06/2022	99,20	86,32	34,00	38,83	265,50	258,02	339,65	320,50
21/06/2022	96,95	87,15	33,69	38,26	266,00	264,47	339,70	321,40
22/06/2022	92,00	87,04	32,70	37,53	274,00	268,63	336,95	321,50
23/06/2022	93,40	85,92	31,30	36,26	283,70	261,45	337,95	321,75
24/06/2022	95,64	85,65	31,39	35,94	258,40	257,05	339,00	322,90
27/06/2022	92,90	84,75	31,66	36,32	255,90	255,35	338,50	326,25
28/06/2022	92,50	83,90	32,23	36,94	271,00	250,02	338,40	326,00
29/06/2022	92,00	84,85	32,60	37,32	261,00	260,10	336,85	319,65
30/06/2022	93,05	83,55	32,16	37,28	284,10	260,27	334,60	320,25
01/07/2022	92,72	83,16	30,79	36,46	263,00	255,30	335,50	314,75
05/07/2022	86,00	82,60	29,57	34,76	251,95	251,51	337,80	323,55
06/07/2022	88,50	82,19	28,94	34,74	251,90	251,69	334,45	316,00
08/07/2022	89,00	81,50	30,80	36,21	247,80	256,20	335,15	324,95
11/07/2022	89,50	82,36	30,87	36,61	245,00	248,06	332,50	334,00
12/07/2022	87,01	83,12	30,50	35,39	232,40	238,40	329,15	324,70
13/07/2022	88,60	82,73	29,74	35,25	237,50	239,83	330,00	330,35
14/07/2022	88,15	82,58	29,57	35,25	221,30	228,02	329,00	324,65
15/07/2022	90,58	82,46	29,64	35,20	230,00	229,57	327,70	325,95
18/07/2022	89,13	82,36	30,40	35,33	242,00	240,38	330,95	327,05
19/07/2022	87,60	81,67	30,00	34,85	260,50	243,30	329,85	321,40
20/07/2022	88,10	81,41	29,72	34,49	259,60	243,97	328,00	323,70
21/07/2022	87,12	80,85	28,75	33,90	256,65	243,59	326,00	320,65
22/07/2022	86,89	80,06	28,98	33,64	231,65	235,56	326,00	324,10
25/07/2022	87,31	80,20	29,70	34,60	235,00	240,57	325,00	330,00
26/07/2022	90,31	81,27	30,35	35,55	240,10	246,51	327,45	322,75
27/07/2022	90,20	81,40	31,08	37,14	242,25	253,64	324,95	325,05
28/07/2022	91,20	81,78	31,70	37,38	245,05	255,28	317,50	323,50
29/07/2022	89,50	82,93	32,45	37,80	242,50	251,23	324,50	325,70
01/08/2022	89,81	82,64	31,00	36,49	239,00	247,83	326,00	326,65
02/08/2022	90,48	82,58	30,48	35,50	234,35	240,90	320,00	322,50
03/08/2022	89,20	82,41	30,21	35,43	241,50	247,26	330,95	299,55
04/08/2022	90,00	82,24	31,54	35,78	259,85	252,02	330,00	297,60
05/08/2022	90,00	81,91	31,07	36,38	249,00	244,11	323,00	310,65
08/08/2022	89,98	82,05	30,66	36,21	251,60	249,77	328,60	315,75
09/08/2022	89,50	81,63	31,60	35,99	249,00	246,09	326,65	317,00
10/08/2022	88,81	82,76	32,03	36,82	256,90	252,92	323,05	311,20
11/08/2022	90,43	81,94	32,03	36,71	250,05	250,86	311,00	307,80

12/08/2022	90,60	81,55	32,03	37,36	254,75	256,71	320,00	316,50
15/08/2022	89,75	81,41	31,24	36,24	268,10	255,03	320,95	313,50
16/08/2022	88,70	82,11	30,40	35,50	247,80	248,40	318,90	314,20
17/08/2022	88,20	82,77	30,75	35,63	261,50	246,84	316,50	316,60
18/08/2022	88,47	82,10	30,95	35,64	243,65	246,28	318,20	313,00
19/08/2022	88,40	82,16	30,95	35,75	243,70	246,51	314,55	318,35
22/08/2022	88,10	81,90	31,59	36,20	250,15	252,16	316,00	326,60
23/08/2022	88,99	82,69	32,22	37,09	255,50	256,42	315,20	303,20
24/08/2022	89,60	82,77	32,10	37,29	266,35	262,28	312,00	307,90
25/08/2022	91,00	83,31	31,99	36,96	281,50	263,32	311,50	313,45
26/08/2022	92,69	83,60	32,27	37,35	285,20	266,39	311,10	323,60
29/08/2022	93,00	83,80	32,00	37,29	254,70	267,61	310,30	311,35
30/08/2022	93,70	83,73	31,44	36,32	280,50	262,78	309,00	312,00
31/08/2022	93,30	83,94	31,34	36,71	262,00	258,40	314,00	309,10
02/09/2022	92,60	83,39	31,40	36,51	271,85	257,11	318,45	310,25
06/09/2022	92,19	83,54	30,95	35,97	252,30	254,76	316,50	303,95
08/09/2022	92,40	83,25	30,66	35,80	246,00	246,72	320,00	307,00
09/09/2022	92,25	83,43	31,15	35,94	249,00	255,55	322,60	292,30
12/09/2022	92,70	83,95	32,78	36,80	250,40	254,75	320,50	306,25
13/09/2022	92,96	83,72	32,72	36,40	243,00	247,77	321,45	308,40
14/09/2022	92,16	84,28	32,25	36,21	259,75	244,24	316,00	296,40
15/09/2022	92,48	84,55	32,15	35,69	242,00	242,36	316,50	291,60
16/09/2022	92,00	84,35	32,05	35,56	240,15	241,66	315,55	294,55
19/09/2022	91,86	84,02	32,32	36,45	247,70	248,97	315,50	308,05
20/09/2022	93,02	84,21	32,71	36,33	251,60	249,70	315,90	308,00
21/09/2022	93,05	84,24	32,12	36,17	245,55	248,60	316,00	297,50
22/09/2022	92,42	84,56	32,30	36,36	247,50	251,48	311,70	299,05
23/09/2022	92,53	84,54	31,76	35,21	242,00	242,41	310,20	300,60
26/09/2022	93,10	84,58	31,30	34,60	251,40	242,70	314,50	301,80
27/09/2022	92,70	84,72	31,49	34,61	245,00	244,33	311,05	306,70
28/09/2022	92,30	84,25	31,22	34,76	245,60	245,81	306,50	301,90
29/09/2022	93,49	84,24	31,48	34,60	243,20	241,56	304,00	302,30
30/09/2022	93,27	84,42	30,64	35,10	242,00	239,23	306,45	303,95
03/10/2022	91,33	84,14	30,67	34,86	235,00	236,15	304,00	290,10
04/10/2022	90,70	83,27	31,12	34,32	256,25	240,27	306,50	294,90
05/10/2022	90,49	82,91	30,51	34,45	242,30	243,56	305,05	295,00
06/10/2022	90,10	83,04	30,44	34,28	235,00	236,97	300,00	301,55
07/10/2022	90,85	83,05	30,67	34,30	237,60	235,25	297,50	303,50
10/10/2022	91,30	83,50	31,00	35,12	251,35	236,60	292,40	304,05
11/10/2022	91,00	83,86	30,57	34,63	237,00	232,21	300,00	302,30
13/10/2022	93,50	84,42	31,20	35,53	219,70	222,84	301,60	306,30
14/10/2022	93,40	84,67	31,20	35,25	218,00	216,73	298,95	297,40
17/10/2022	93,39	84,86	30,85	35,31	216,15	215,55	299,15	286,40
18/10/2022	91,45	85,38	30,64	35,33	218,00	214,86	313,85	302,45
19/10/2022	93,00	85,41	30,65	34,92	213,00	209,30	290,50	295,70
20/10/2022	91,45	85,21	31,00	35,31	208,20	207,05	286,30	299,70
21/10/2022	91,40	85,28	31,20	35,61	209,00	207,87	287,10	295,30

24/10/2022	92,17	85,08	30,90	34,58	208,50	203,96	286,10	310,80
25/10/2022	92,18	84,91	31,05	34,77	204,50	199,96	290,00	292,80
26/10/2022	93,05	85,12	31,24	34,56	199,00	193,71	285,05	284,20
27/10/2022	92,95	85,35	31,05	35,18	199,50	195,87	289,25	294,90
28/10/2022	93,44	85,69	31,17	35,60	194,00	185,84	289,00	285,40
31/10/2022	93,25	85,35	31,26	36,12	200,50	194,30	278,55	292,00
01/11/2022	92,95	85,11	32,11	36,55	196,25	193,20	283,60	281,35
03/11/2022	92,00	84,76	32,04	36,66	192,00	187,42	289,95	289,30
04/11/2022	91,09	84,95	32,37	36,70	206,00	191,04	290,00	287,70
07/11/2022	89,70	85,19	32,31	35,87	188,50	182,41	288,00	288,00
08/11/2022	89,50	85,30	31,96	36,06	187,50	180,85	287,70	283,80
09/11/2022	89,85	84,76	32,21	35,95	187,50	179,73	301,60	292,30
10/11/2022	90,22	84,48	31,67	35,43	191,40	177,44	288,20	279,10
11/11/2022	89,70	83,74	32,17	35,38	192,60	181,49	292,05	270,50
14/11/2022	87,55	84,00	31,98	35,22	195,50	179,47	297,40	270,50
16/11/2022	89,50	83,69	31,70	34,72	187,20	175,25	298,65	268,10
17/11/2022	90,62	84,06	31,38	34,49	184,00	173,66	296,95	286,45
18/11/2022	90,30	84,77	31,72	34,65	183,50	173,82	306,20	279,05
21/11/2022	90,00	85,08	31,94	35,15	191,90	178,78	296,30	291,40
22/11/2022	92,15	85,19	31,80	34,12	195,00	180,31	295,05	281,00
23/11/2022	92,40	85,51	31,75	34,28	192,00	181,53	296,80	283,65
25/11/2022	92,55	85,48	31,93	34,18	195,50	182,03	295,05	287,75
28/11/2022	90,39	85,96	32,33	34,49	196,00	181,18	293,00	287,75
29/11/2022	91,51	85,76	32,50	34,96	201,85	188,99	306,25	280,45
30/11/2022	91,00	86,20	32,55	35,39	204,00	192,52	294,40	284,90
01/12/2022	93,00	86,00	31,72	34,71	200,00	189,53	290,00	290,70
02/12/2022	90,00	86,03	32,01	34,19	205,00	189,36	285,10	290,70
05/12/2022	87,00	85,54	32,05	34,38	196,00	185,80	298,80	293,50
06/12/2022	90,00	86,10	32,60	35,02	199,00	187,72	303,00	290,50
07/12/2022	89,95	86,19	32,65	34,79	193,95	189,03	288,05	284,90
08/12/2022	87,50	85,90	32,95	35,08	192,35	186,78	288,50	280,65
09/12/2022	90,18	86,08	32,99	35,09	193,65	186,99	305,00	295,85
12/12/2022	90,74	86,15	32,26	34,40	202,50	190,84	305,00	298,80
13/12/2022	90,60	86,00	32,72	34,34	203,80	192,60	287,95	291,25
14/12/2022	90,69	85,79	32,69	34,38	204,20	193,21	287,20	293,70
15/12/2022	91,13	85,91	32,63	34,43	207,00	196,38	308,00	296,45
16/12/2022	91,00	86,44	32,71	34,52	199,20	192,60	287,10	297,20
19/12/2022	91,60	86,05	32,59	34,43	200,00	191,55	289,90	304,55
20/12/2022	91,00	85,98	32,63	34,69	204,30	197,31	287,00	290,30
21/12/2022	94,00	85,82	32,86	34,59	204,30	196,87	285,00	288,30
22/12/2022	91,23	85,58	32,55	34,52	204,00	197,60	283,50	297,10
23/12/2022	88,17	85,80	32,82	35,07	207,00	198,46	284,00	290,00
27/12/2022	88,80	86,61	32,95	34,27	201,55	193,73	285,50	286,60
28/12/2022	92,60	86,42	33,53	34,93	194,50	198,86	284,45	288,45
03/01/2023	92,09	86,07	33,07	33,77	201,80	189,88	285,00	293,45
04/01/2023	91,97	86,35	32,86	33,86	196,80	187,29	296,55	288,20
05/01/2023	91,75	87,72	32,14	34,05	194,25	190,30	292,25	284,95

06/01/2023	91,46	87,50	33,06	34,19	194,10	195,21	280,30	289,75
09/01/2023	92,00	87,27	33,05	34,02	193,10	190,84	279,70	271,85
10/01/2023	94,68	87,33	32,95	34,13	185,00	186,15	293,95	287,50
11/01/2023	94,42	87,19	33,03	34,06	180,00	182,14	292,50	287,15
12/01/2023	94,35	86,86	32,69	34,83	185,00	187,08	292,60	289,80
13/01/2023	91,75	86,87	33,66	34,74	188,30	185,58	290,90	288,75
17/01/2023	88,20	86,19	32,95	34,61	188,15	186,31	292,00	279,50
18/01/2023	93,70	85,90	33,51	34,32	189,20	189,79	297,00	287,00
19/01/2023	90,10	85,38	33,37	34,19	189,00	193,38	300,50	284,90
20/01/2023	89,65	85,33	33,10	33,89	190,10	192,72	300,00	277,50
23/01/2023	92,40	85,43	32,80	33,97	193,65	196,96	288,15	286,70
24/01/2023	92,27	85,17	32,80	33,94	195,50	200,16	298,60	276,95
25/01/2023	91,79	85,22	31,66	33,87	196,40	203,92	297,60	284,70
26/01/2023	91,50	84,88	32,15	33,58	200,65	206,77	303,30	290,05
27/01/2023	90,97	84,74	33,07	33,34	205,00	207,75	302,25	290,20
30/01/2023	88,80	84,95	30,25	33,63	205,75	208,73	302,15	289,35
31/01/2023	91,65	85,49	30,10	34,25	217,90	217,25	302,95	288,70
01/02/2023	91,67	85,76	29,90	34,14	215,70	216,99	303,00	291,10
02/02/2023	89,07	85,04	33,69	34,21	215,00	217,66	304,50	290,10
03/02/2023	89,35	84,98	30,20	33,53	212,00	210,14	294,70	286,40
06/02/2023	89,26	85,12	30,15	33,53	212,90	215,29	304,35	293,10
07/02/2023	89,07	84,87	33,33	33,28	204,60	216,13	303,00	289,25
08/02/2023	89,40	84,90	30,10	33,32	205,50	215,75	302,50	296,60
09/02/2023	92,21	85,96	30,20	32,99	210,25	212,20	303,00	295,15
10/02/2023	91,20	86,03	32,63	33,40	212,15	215,04	303,50	295,00
13/02/2023	93,17	85,86	33,82	33,75	214,90	215,60	302,85	302,70
14/02/2023	93,35	86,26	33,55	33,31	219,75	219,91	302,95	300,90
15/02/2023	93,31	86,06	30,35	33,13	214,60	215,72	303,15	296,00
16/02/2023	91,50	86,24	30,50	33,19	208,25	217,46	301,55	302,95
17/02/2023	92,85	85,73	33,50	33,48	212,50	224,24	301,50	294,60
22/02/2023	92,83	86,06	30,80	33,32	231,45	228,13	282,45	299,50
23/02/2023	91,50	86,22	30,60	33,27	229,20	224,11	295,00	267,45
24/02/2023	91,96	85,83	33,46	32,92	227,10	219,25	299,00	273,10
27/02/2023	91,80	86,40	33,33	32,82	226,00	219,72	298,00	273,10
28/02/2023	91,63	86,08	29,80	32,35	224,00	222,37	301,70	267,95
01/03/2023	91,48	86,11	30,00	32,48	219,15	218,35	302,45	273,85
02/03/2023	90,85	86,36	30,57	32,52	220,50	218,48	299,90	273,85
03/03/2023	91,40	86,22	30,30	32,65	215,80	214,39	300,15	273,85
06/03/2023	88,40	86,15	30,15	32,78	219,50	217,56	299,75	273,85
07/03/2023	91,07	85,84	33,11	32,40	218,00	218,46	296,30	266,95
08/03/2023	90,98	86,03	30,20	32,62	206,00	213,37	300,00	266,95
09/03/2023	89,65	85,47	30,09	32,57	213,85	212,27	296,00	276,80
10/03/2023	90,80	85,32	29,82	32,18	214,00	209,56	301,05	282,20
13/03/2023	90,60	85,61	31,91	31,66	207,85	210,27	300,50	280,20
14/03/2023	90,49	85,42	29,49	31,47	212,60	210,61	298,50	276,25
15/03/2023	91,00	85,49	29,13	31,30	210,45	205,49	294,35	276,05
16/03/2023	90,80	85,37	29,13	31,53	209,20	215,18	297,95	278,90

17/03/2023	90,63	85,24	28,96	31,27	212,10	211,12	300,30	278,90
20/03/2023	90,51	84,66	28,85	31,02	206,65	211,11	300,50	277,80
21/03/2023	89,20	84,46	28,59	30,93	207,00	212,62	302,00	279,65
22/03/2023	89,30	84,36	28,18	30,35	205,75	213,18	298,75	276,25
23/03/2023	87,40	83,91	27,69	29,13	202,00	208,03	300,00	292,90
27/03/2023	85,27	84,00	28,43	29,11	208,20	213,97	294,15	295,35
28/03/2023	87,55	83,39	28,75	29,44	203,60	210,06	300,10	295,20
29/03/2023	86,71	83,17	28,68	29,61	199,50	207,94	300,00	295,75
30/03/2023	86,50	82,90	28,69	30,01	201,00	209,54	298,00	295,10
31/03/2023	84,75	82,60	29,05	30,33	200,80	206,14	297,55	295,95
03/04/2023	85,10	82,40	29,40	30,73	213,00	213,43	297,05	296,85
04/04/2023	83,15	81,12	29,10	30,57	206,00	210,37	297,80	294,25
05/04/2023	85,20	80,89	29,03	30,60	211,75	216,56	298,00	290,30
06/04/2023	84,78	80,24	28,92	30,17	212,80	217,63	297,00	294,15
10/04/2023	84,56	79,39	28,84	29,73	220,00	216,19	298,00	284,90
11/04/2023	82,50	78,34	28,87	29,63	219,70	223,98	295,00	293,00
12/04/2023	81,00	77,66	28,77	29,64	220,00	224,36	291,50	291,55
13/04/2023	79,93	76,88	28,90	29,59	225,20	229,79	287,45	285,35
14/04/2023	79,00	75,99	28,60	29,40	225,55	228,84	289,00	285,90
18/04/2023	78,05	73,92	29,00	29,00	233,25	229,66	287,00	284,40
19/04/2023	75,00	72,76	31,39	28,37	231,55	226,21	284,95	278,40
20/04/2023	73,90	70,60	28,55	28,11	226,55	220,07	281,00	285,40
24/04/2023	72,20	70,11	28,15	27,67	229,55	220,60	278,50	282,90
25/04/2023	73,80	69,75	27,95	27,07	218,00	212,36	279,65	281,60
26/04/2023	74,24	68,68	27,90	26,93	230,75	216,26	278,50	279,15
27/04/2023	72,25	67,71	27,63	27,33	218,10	217,34	277,00	278,20
28/04/2023	71,65	65,61	27,88	27,44	222,80	216,05	277,00	271,40
02/05/2023	70,50	64,50	28,08	27,73	223,95	213,02	279,00	273,35
03/05/2023	70,59	64,15	28,05	27,62	216,10	213,20	283,95	262,30
04/05/2023	69,90	62,85	27,97	27,74	213,10	211,14	277,00	260,45
05/05/2023	69,95	62,32	28,13	28,21	217,00	214,53	278,40	269,60
08/05/2023	70,75	61,75	28,07	28,23	214,70	211,11	277,50	274,35
09/05/2023	70,00	60,46	27,85	28,41	222,75	211,25	275,65	272,55
10/05/2023	69,00	60,13	27,51	28,30	217,85	212,98	275,45	274,70
11/05/2023	68,70	58,69	27,40	28,48	215,20	210,11	271,55	271,25
12/05/2023	68,00	58,79	27,05	28,16	215,00	210,02	268,35	272,55
15/05/2023	68,00	58,83	27,10	28,57	220,00	211,97	265,40	273,60
16/05/2023	66,90	58,84	26,62	28,28	219,00	211,42	258,55	267,20
17/05/2023	63,79	57,43	26,21	27,82	222,50	211,05	253,35	267,75
18/05/2023	62,00	56,51	26,08	27,43	216,70	209,98	246,00	267,30
19/05/2023	61,70	56,04	26,52	27,28	221,00	211,48	254,00	263,60
22/05/2023	62,07	55,83	26,29	27,50	221,00	209,42	248,20	263,55
23/05/2023	64,75	55,16	26,48	27,56	225,50	208,57	254,05	261,85
24/05/2023	67,06	54,56	26,05	27,48	219,45	209,91	268,20	257,30
25/05/2023	64,20	55,00	25,86	27,19	216,60	203,49	249,50	255,85
26/05/2023	64,45	54,82	26,20	27,49	212,20	204,01	262,65	253,30
30/05/2023	63,30	54,27	25,47	26,82	204,70	196,94	244,00	241,75

31/05/2023	62,50	53,77	25,33	26,40	204,55	195,13	245,10	243,25
01/06/2023	63,01	53,90	25,75	26,68	209,80	199,28	247,60	243,90
02/06/2023	65,48	53,72	26,13	27,15	211,70	200,40	253,00	248,30
05/06/2023	62,79	53,63	26,20	27,54	208,00	201,11	252,00	248,85
06/06/2023	63,00	54,07	26,25	27,52	213,20	200,98	255,45	244,90
07/06/2023	63,00	53,72	26,21	27,52	208,90	201,22	257,20	244,40
09/06/2023	63,20	53,73	26,44	27,73	216,70	206,19	260,00	251,10
12/06/2023	63,00	53,77	26,65	27,81	216,00	201,96	255,85	237,65
13/06/2023	64,55	54,07	27,32	27,88	214,00	198,27	252,00	243,65
14/06/2023	60,80	54,33	27,20	27,58	214,45	198,65	255,00	249,40
15/06/2023	65,00	54,35	28,50	27,94	219,25	201,14	257,45	236,15
16/06/2023	64,75	54,36	28,83	28,39	216,00	199,94	261,00	244,20
20/06/2023	69,50	54,83	29,66	28,65	208,65	191,46	258,95	251,60
21/06/2023	67,00	55,52	29,95	29,13	208,00	189,01	262,00	252,95
22/06/2023	66,70	57,07	29,60	29,21	197,85	183,72	265,00	249,90
23/06/2023	68,25	57,36	29,10	29,00	195,35	178,11	264,00	252,40
26/06/2023	63,00	57,41	29,11	29,32	194,40	178,56	264,50	257,80
27/06/2023	63,50	57,67	28,43	28,82	197,35	178,66	267,80	258,00
28/06/2023	62,90	56,36	27,87	28,20	191,00	173,59	267,30	252,20
29/06/2023	61,55	56,12	28,08	27,94	191,95	170,95	266,00	260,00
30/06/2023	60,15	55,36	29,27	28,94	189,20	172,25	266,50	254,20
03/07/2023	61,17	55,53	29,60	29,42	191,45	171,62	265,15	259,05
05/07/2023	61,97	56,12	29,55	29,31	188,00	169,71	265,00	244,70
06/07/2023	67,35	55,35	29,40	29,37	191,25	168,37	265,00	257,30
07/07/2023	61,85	55,88	29,21	29,28	189,60	170,65	260,50	256,25
10/07/2023	65,31	55,79	29,50	29,31	191,20	168,50	260,00	254,70
11/07/2023	65,31	55,24	29,61	30,10	187,75	167,01	259,00	257,15
12/07/2023	65,01	55,29	30,00	29,76	187,10	166,98	253,35	258,00
13/07/2023	61,36	54,06	29,85	30,23	185,50	168,83	255,15	253,20
14/07/2023	61,75	54,28	30,15	30,51	185,55	171,41	255,20	254,90
17/07/2023	62,10	54,52	30,25	30,50	185,45	167,80	255,60	257,00
18/07/2023	63,75	54,57	30,39	30,62	185,50	167,41	253,00	248,20
19/07/2023	64,49	55,04	30,93	31,01	186,40	169,05	252,50	246,15
20/07/2023	63,20	54,68	30,79	31,13	188,95	169,23	252,00	250,90
21/07/2023	62,50	53,74	31,00	31,30	192,10	172,02	252,30	246,35
24/07/2023	63,57	55,06	31,10	32,04	194,60	174,64	249,00	247,10
25/07/2023	63,30	55,28	31,00	31,98	194,75	174,49	267,75	243,60
26/07/2023	64,00	55,12	31,01	32,20	195,45	174,88	252,45	243,50
27/07/2023	64,50	54,71	30,90	31,92	194,50	174,21	247,00	241,40
28/07/2023	64,00	54,92	30,43	31,80	190,30	171,58	244,05	245,05
31/07/2023	63,06	53,62	29,95	31,61	198,35	176,48	242,30	243,85
01/08/2023	63,49	53,75	29,60	30,57	193,50	176,01	244,35	240,10
02/08/2023	63,20	53,22	29,25	30,48	196,50	176,04	241,15	242,10
03/08/2023	63,04	53,47	29,50	30,13	198,50	175,14	241,00	232,40
04/08/2023	63,55	53,19	29,59	30,36	191,75	173,19	241,00	240,20
07/08/2023	63,19	53,13	28,91	30,04	194,30	174,43	241,50	237,70
08/08/2023	64,60	52,96	29,07	29,86	191,35	172,89	238,40	238,00

09/08/2023	64,00	52,97	29,25	29,84	192,00	171,91	233,00	237,35
10/08/2023	64,12	52,65	29,40	30,08	189,55	171,91	236,00	233,95
11/08/2023	63,25	52,84	29,34	29,88	187,50	170,51	233,95	230,10
14/08/2023	62,90	53,26	29,44	29,75	183,05	165,84	224,00	230,40
15/08/2023	62,60	53,33	29,28	29,63	183,70	163,23	234,95	221,20
16/08/2023	63,13	53,19	29,42	29,73	182,30	163,42	219,70	217,15
17/08/2023	63,50	53,22	29,74	29,80	181,55	162,33	212,00	219,05
18/08/2023	64,20	53,55	30,05	29,91	184,00	162,58	226,05	211,85
21/08/2023	64,05	53,65	30,40	30,26	180,75	162,90	223,05	215,10
22/08/2023	64,60	53,47	30,17	30,14	182,50	164,05	227,10	214,95
23/08/2023	64,75	53,96	30,30	30,73	184,20	169,86	216,45	205,30
24/08/2023	64,40	53,56	30,55	30,59	184,50	168,20	215,35	199,75
25/08/2023	64,50	53,38	30,84	30,89	186,05	166,40	218,15	199,90
28/08/2023	64,85	53,44	31,06	31,14	183,15	167,69	213,50	199,25
29/08/2023	64,85	53,50	31,03	31,29	187,60	167,32	212,00	202,95
30/08/2023	64,50	53,70	30,87	31,03	189,50	168,19	213,30	199,75
31/08/2023	64,60	53,54	30,70	30,61	189,00	164,97	214,00	199,80
01/09/2023	64,35	53,88	30,60	30,65	180,60	165,69	215,70	199,65
05/09/2023	65,00	54,00	30,41	30,29	181,25	163,95	230,00	201,00
06/09/2023	66,00	53,86	30,80	30,40	188,00	164,20	230,00	200,35
08/09/2023	65,23	54,56	30,40	30,44	181,75	161,46	230,00	202,70
11/09/2023	66,15	53,82	30,76	30,43	187,35	163,79	234,00	204,15
12/09/2023	65,38	53,28	30,30	30,12	180,50	164,45	231,00	196,35
13/09/2023	65,50	53,06	30,26	30,24	181,45	164,17	230,10	202,00
14/09/2023	64,90	53,99	30,63	30,18	189,00	165,79	227,65	204,00
15/09/2023	65,60	53,87	30,14	30,12	194,50	169,44	231,00	213,70
18/09/2023	67,10	53,82	29,85	30,14	190,40	171,27	230,50	214,90
19/09/2023	65,00	54,29	29,65	29,58	192,80	172,10	232,50	209,85
20/09/2023	66,50	54,34	29,75	29,37	194,65	168,70	230,00	215,40
21/09/2023	63,85	54,43	29,50	29,09	184,75	165,47	230,10	218,65
22/09/2023	63,91	54,90	29,25	29,23	180,00	162,29	239,50	222,10
25/09/2023	65,00	55,73	29,35	29,16	183,00	160,65	238,00	220,80
26/09/2023	67,00	55,97	29,38	28,90	175,60	159,56	231,00	226,55
27/09/2023	66,50	56,39	29,54	28,98	177,55	158,40	234,00	228,30
28/09/2023	63,75	57,02	29,50	28,86	175,10	157,26	232,00	234,50
29/09/2023	63,30	57,47	29,21	28,62	174,20	155,08	233,00	236,15
02/10/2023	64,00	58,08	29,24	28,15	183,45	157,37	243,00	236,05
03/10/2023	64,40	57,81	29,12	27,95	176,00	155,97	241,70	238,80
04/10/2023	66,50	58,47	29,10	28,07	174,60	155,16	240,00	233,95
05/10/2023	64,75	59,19	29,20	28,02	178,80	154,16	240,70	239,20
06/10/2023	65,00	59,72	28,95	28,44	173,20	155,59	243,10	239,80
09/10/2023	65,40	59,96	28,81	28,14	173,30	156,74	246,00	238,00
10/10/2023	64,32	60,52	28,87	27,94	176,00	158,36	241,00	237,80
11/10/2023	67,25	60,34	28,50	27,95	181,95	158,45	242,00	233,05
13/10/2023	67,10	59,74	29,20	28,16	183,25	160,93	243,00	231,90
16/10/2023	63,98	59,42	29,30	28,73	182,00	163,56	240,95	243,45
17/10/2023	66,50	58,81	29,57	29,02	183,40	164,29	241,40	241,70

18/10/2023	66,48	58,48	29,78	28,79	187,00	164,73	243,00	230,80
19/10/2023	67,00	58,53	29,80	28,88	192,00	169,86	243,50	242,10
20/10/2023	64,00	58,84	29,60	28,94	195,45	170,91	243,35	241,10
23/10/2023	66,85	59,00	29,33	28,88	196,55	173,59	243,00	237,40
24/10/2023	63,95	58,92	29,30	28,99	199,45	175,30	241,10	239,45
25/10/2023	66,30	58,91	29,45	28,75	194,90	170,18	241,65	240,05
26/10/2023	66,60	58,81	29,30	28,68	193,50	169,81	241,00	240,75
27/10/2023	66,60	58,98	29,75	28,54	193,20	167,83	240,60	230,00
30/10/2023	67,00	59,25	29,40	28,15	194,50	166,00	240,00	241,70
31/10/2023	67,30	60,02	29,55	28,31	197,00	171,45	236,65	237,50
01/11/2023	65,83	60,03	29,60	28,55	191,00	168,13	229,25	232,85
03/11/2023	65,50	59,99	30,40	29,01	202,50	175,99	234,75	234,95
06/11/2023	68,20	60,05	30,70	29,23	206,25	178,19	236,95	240,60
07/11/2023	65,21	59,46	30,50	29,50	203,50	178,62	229,25	228,50
08/11/2023	68,20	59,36	30,55	29,55	207,00	181,48	250,00	229,50
09/11/2023	68,20	59,51	28,89	29,19	207,05	181,93	216,80	228,25
10/11/2023	69,67	59,87	28,73	29,13	204,50	180,91	239,05	234,65
13/11/2023	72,32	59,67	31,01	29,42	207,25	183,98	251,00	231,75
14/11/2023	72,99	60,15	31,10	29,79	205,50	184,29	243,50	231,25
16/11/2023	71,70	61,14	30,60	29,70	208,65	185,18	241,50	227,95
17/11/2023	70,85	60,74	30,15	29,45	200,80	179,21	245,00	235,60
20/11/2023	71,50	60,76	30,76	29,59	204,95	183,79	255,00	235,60
21/11/2023	72,10	61,11	30,82	29,69	203,70	181,78	244,00	235,65
22/11/2023	72,00	61,16	30,75	29,64	198,70	180,81	261,95	232,80
24/11/2023	70,44	60,96	30,07	29,43	198,80	181,62	243,90	232,35
27/11/2023	69,95	61,51	29,98	29,22	199,70	179,00	260,00	241,70
28/11/2023	72,15	61,92	30,44	29,42	204,55	185,06	264,00	244,70
29/11/2023	71,63	61,63	30,35	29,46	209,00	183,75	264,55	241,20
30/11/2023	72,52	62,74	30,34	29,62	215,00	192,00	250,00	239,70
01/12/2023	72,47	62,63	30,00	29,69	218,00	193,25	263,55	248,10
04/12/2023	72,17	63,29	29,59	29,30	215,00	189,64	255,50	249,45
05/12/2023	73,11	64,67	29,58	29,33	219,05	193,11	263,05	246,35
06/12/2023	71,30	64,91	29,34	29,44	211,20	187,47	250,10	240,70
07/12/2023	72,30	65,79	29,73	29,58	213,90	189,83	248,50	243,05
08/12/2023	73,29	65,94	29,44	29,75	213,50	188,05	260,45	247,95
11/12/2023	73,30	67,26	30,08	29,77	218,40	193,68	248,60	249,40
12/12/2023	74,40	67,50	29,85	29,83	218,50	191,90	261,05	250,80
13/12/2023	74,40	68,13	29,54	30,12	224,50	200,51	260,60	248,65
14/12/2023	73,47	68,21	29,68	30,09	226,60	202,62	259,00	249,40
15/12/2023	73,90	67,57	29,69	29,82	226,00	202,12	261,80	249,15
18/12/2023	73,90	67,56	29,75	30,11	229,90	203,54	260,10	250,35
19/12/2023	74,20	67,42	29,50	30,31	241,25	209,19	258,15	242,80
20/12/2023	74,90	67,55	29,25	29,88	227,20	202,42	259,45	248,90
21/12/2023	75,20	67,59	28,65	29,93	228,50	204,44	256,10	250,20
22/12/2023	73,25	67,56	29,18	30,16	229,05	203,70	256,05	251,90
26/12/2023	73,27	67,84	29,23	29,78	231,85	207,16	260,30	252,50
27/12/2023	72,95	68,02	29,44	29,78	236,05	208,43	245,65	252,05

28/12/2023	73,82	69,21	27,80	29,37	237,00	208,05	261,00	252,30
02/01/2024	74,07	69,75	28,38	28,84	227,50	204,34	261,00	255,50
03/01/2024	73,96	69,77	27,01	28,36	226,50	202,40	260,00	250,15
04/01/2024	73,59	71,32	26,95	28,30	224,15	201,60	239,55	251,75
05/01/2024	72,70	70,47	27,76	28,14	221,05	201,49	258,55	251,45
08/01/2024	70,86	70,12	27,71	27,68	226,50	199,77	248,45	252,65
09/01/2024	73,35	70,24	26,84	27,21	223,00	201,82	259,60	249,05
10/01/2024	68,40	69,30	27,46	27,22	217,90	200,31	260,00	250,40
11/01/2024	67,73	68,00	27,00	26,62	219,40	201,81	241,00	250,95
12/01/2024	68,15	67,24	27,39	26,29	216,55	200,11	259,15	251,30
16/01/2024	65,87	65,53	27,40	25,35	222,95	200,50	256,00	249,70
17/01/2024	66,50	64,80	27,40	24,93	216,50	195,86	251,55	249,50
18/01/2024	66,29	64,09	27,01	24,63	217,60	195,17	236,45	251,10
19/01/2024	65,80	63,00	26,54	24,71	221,30	199,48	237,00	249,60
22/01/2024	63,02	62,28	26,42	24,37	230,75	201,97	252,40	249,10
23/01/2024	66,45	62,11	26,53	24,80	229,05	204,83	252,50	248,00
24/01/2024	67,23	62,64	26,83	24,99	229,25	201,62	251,00	248,00
25/01/2024	67,59	62,24	26,78	24,53	226,50	200,39	250,10	247,70
26/01/2024	66,17	61,95	26,30	24,19	231,15	205,79	248,90	247,10
29/01/2024	65,52	62,15	26,60	23,46	228,65	202,98	252,00	248,55
30/01/2024	66,33	62,81	26,41	23,44	227,85	206,06	250,10	247,20
31/01/2024	66,40	62,34	27,18	23,66	231,60	205,81	233,50	245,00
01/02/2024	66,00	61,45	26,29	24,03	233,50	206,16	249,90	242,90
02/02/2024	66,45	62,13	26,17	23,84	230,50	204,33	249,00	240,20
05/02/2024	66,95	62,72	26,11	23,76	228,80	202,94	249,00	239,70
06/02/2024	66,80	62,82	25,92	23,95	228,50	201,83	248,50	237,55
07/02/2024	66,33	63,28	25,80	23,65	229,40	204,55	247,50	238,00
08/02/2024	67,30	62,71	25,96	23,74	228,40	202,58	247,45	239,15
09/02/2024	69,20	62,17	25,86	23,97	230,00	207,32	233,45	239,35
14/02/2024	66,43	62,13	26,16	23,69	224,10	201,95	247,50	237,80
15/02/2024	66,67	62,12	25,24	23,60	222,00	203,44	246,00	238,95
16/02/2024	70,00	62,47	25,38	23,83	228,05	204,17	246,25	240,45
20/02/2024	67,39	62,85	25,55	24,12	229,20	206,42	248,10	235,50
21/02/2024	70,00	63,11	25,35	24,05	228,00	206,42	246,25	236,35
22/02/2024	70,00	62,87	25,20	23,80	224,00	202,49	247,15	235,60
23/02/2024	67,50	63,06	25,00	23,38	219,90	199,61	245,00	236,25
26/02/2024	67,10	63,11	24,97	23,10	219,25	199,37	242,90	236,45
27/02/2024	66,50	62,91	24,95	23,57	213,20	202,01	240,00	235,20
28/02/2024	65,50	62,30	25,46	23,20	217,90	200,54	240,00	234,90
29/02/2024	67,00	62,23	25,03	23,22	217,00	202,55	240,20	235,40
01/03/2024	67,01	62,72	25,05	23,41	217,20	201,20	241,00	235,05
04/03/2024	65,02	63,01	25,20	23,80	224,00	205,30	241,70	235,10
05/03/2024	64,92	62,77	25,26	23,79	220,50	203,20	228,15	233,30
06/03/2024	65,00	62,75	25,20	23,79	217,00	204,32	239,50	234,05
07/03/2024	63,50	62,84	25,39	24,21	223,25	210,59	241,80	236,70
08/03/2024	66,90	62,87	25,79	24,27	220,90	204,48	241,40	234,60
11/03/2024	67,96	62,90	25,84	24,44	221,00	201,96	233,50	233,85

12/03/2024	68,74	63,07	26,18	24,63	220,35	202,80	243,05	233,15
13/03/2024	69,55	63,00	26,22	24,50	220,75	202,01	242,50	232,30
14/03/2024	70,00	63,24	26,21	24,55	220,00	200,51	242,00	233,60
15/03/2024	67,42	63,17	26,20	24,55	219,30	201,43	249,75	231,50
18/03/2024	66,40	62,87	26,08	24,59	219,50	199,45	241,05	231,25
19/03/2024	69,50	62,86	26,10	24,66	216,50	199,96	241,00	228,50
20/03/2024	67,12	62,75	26,40	24,97	216,75	202,00	238,55	230,90
21/03/2024	67,23	62,62	26,55	25,06	219,00	204,81	242,00	231,70
22/03/2024	67,20	62,45	26,18	24,90	220,50	204,19	242,50	232,30
25/03/2024	67,50	62,60	26,38	24,98	223,20	205,16	243,00	232,00
26/03/2024	66,95	62,30	26,30	25,00	223,00	205,87	244,40	232,20
27/03/2024	63,50	61,82	26,11	24,85	224,45	208,39	247,00	231,80
28/03/2024	67,45	61,78	26,24	24,76	221,15	205,52	245,80	232,30
01/04/2024	67,16	61,71	26,04	24,61	230,30	206,14	246,00	228,05
02/04/2024	67,18	61,57	26,05	24,68	229,30	212,58	246,50	228,60
03/04/2024	67,07	61,49	26,14	24,73	239,40	219,61	245,60	227,30
04/04/2024	69,00	61,48	26,07	24,62	237,00	221,45	244,75	227,95
05/04/2024	68,96	60,99	26,15	24,65	241,00	225,05	245,95	230,40
08/04/2024	66,20	60,62	26,18	25,06	251,25	228,82	246,00	225,90
09/04/2024	67,41	60,14	26,07	24,88	254,75	229,12	245,00	229,00
10/04/2024	67,55	59,83	25,80	24,48	257,20	228,19	245,00	233,20
11/04/2024	67,51	59,53	25,60	24,69	249,80	232,49	246,50	230,40
12/04/2024	66,01	59,62	25,84	24,83	254,00	237,40	246,75	231,20
15/04/2024	67,79	59,70	25,82	24,57	255,35	240,05	250,20	230,70
16/04/2024	68,70	59,74	25,44	24,55	273,25	244,25	251,35	230,80
17/04/2024	67,96	59,41	25,68	24,56	262,00	256,39	250,80	229,20
18/04/2024	67,61	59,29	25,42	24,29	276,50	251,57	250,80	232,05
19/04/2024	67,51	59,11	25,62	24,53	263,95	251,51	249,00	234,50
22/04/2024	67,90	58,76	25,87	24,60	257,00	246,54	255,55	231,00
23/04/2024	67,90	58,49	25,84	24,93	249,50	243,67	249,45	233,95
24/04/2024	68,36	58,27	25,89	25,05	255,55	247,48	249,95	232,60
25/04/2024	68,62	58,01	25,93	24,81	255,60	250,12	246,00	233,15
26/04/2024	68,80	58,09	25,91	25,10	255,00	246,29	248,15	232,25
29/04/2024	67,51	58,11	26,01	25,16	269,70	249,85	244,95	229,60
30/04/2024	69,05	57,93	25,60	24,86	252,80	240,43	245,35	229,35
02/05/2024	69,20	57,56	26,13	25,42	245,00	227,25	246,90	231,10
03/05/2024	66,60	58,10	26,43	25,87	236,60	225,22	245,00	233,80
06/05/2024	70,03	58,20	26,85	26,08	222,00	216,47	245,90	233,75
07/05/2024	70,10	58,16	27,00	26,56	233,00	215,51	245,30	233,15
08/05/2024	70,00	58,10	27,05	26,46	225,00	215,28	241,85	233,05
09/05/2024	70,00	58,19	26,50	26,06	239,60	216,86	242,05	231,80
10/05/2024	70,90	58,88	26,55	25,96	239,20	218,18	239,30	230,15
13/05/2024	71,78	58,83	26,76	26,20	233,45	216,57	240,85	228,65
14/05/2024	70,30	58,67	26,60	26,15	239,50	219,21	240,00	227,00
15/05/2024	70,30	58,96	26,59	26,38	231,80	218,92	241,95	226,50
16/05/2024	70,42	58,85	26,40	26,31	236,00	219,12	240,45	225,90
17/05/2024	69,45	59,13	26,54	26,70	239,00	226,42	243,00	225,60

20/05/2024	70,00	59,68	26,90	26,92	248,40	228,25	243,85	225,60
21/05/2024	70,79	59,48	26,67	27,01	251,40	236,95	247,00	225,10
22/05/2024	70,75	59,36	27,00	27,19	253,40	240,74	245,25	223,70
23/05/2024	70,75	59,77	26,80	27,20	249,00	237,54	247,50	222,50
24/05/2024	71,46	59,74	26,93	27,01	263,00	238,56	244,75	222,05
28/05/2024	70,79	59,29	26,62	26,75	268,05	251,99	245,70	221,90
29/05/2024	70,40	59,43	26,69	26,47	267,75	252,08	246,00	221,50
31/05/2024	71,00	59,67	26,09	26,21	253,10	244,64	248,00	221,15

## APÊNDICE B – Código Python utilizados para cálculo de Raiz Unitária do Painel para Commodity milho, soja, café Arábica e boi gordo.

Códigos exemplificado a seguir foi utilizado como base para cálculo Raiz Unitária do Painel da Commodity boi gordo considerando todos os períodos analisados.

```
# Instalar pacotes necessários
!pip install openpyxl arch pmdarima statsmodels

# Importar bibliotecas necessárias
import pandas as pd
import numpy as np
from statsmodels.tsa.stattools import adfuller
from arch.unitroot import PhillipsPerron
from pmdarima.arima import ADFTest, PPTest
from scipy import stats

# Carregar o arquivo Excel
file_path = "/content/Análise Toda - Boi G - Geral.xlsx"
data = pd.read_excel(file_path)

# Renomear colunas para facilitar o acesso
data.columns = ['Data', 'Preco_Futuro', 'Preco_A_Vista']

# Converter datas para datetime
data['Data'] = pd.to_datetime(data['Data'], format='%d/%m/%Y')

# Ordenar os dados por data
data = data.sort_values(by='Data')

# Calcular o logaritmo natural dos preços
data['log_Preco_Futuro'] = np.log(data['Preco_Futuro'])
data['log_Preco_A_Vista'] = np.log(data['Preco_A_Vista'])

# Calcular a primeira diferença das séries logarítmicas
data['diff_log_Preco_Futuro'] = data['log_Preco_Futuro'].diff()
```

```

data['diff_log_Precos_A_Vista'] = data['log_Precos_A_Vista'].diff()

# Verificar e remover valores faltantes
data = data.dropna()

# Preparar dados para painel
panel_data = data[['log_Precos_Futuro', 'log_Precos_A_Vista']].dropna()
diff_panel_data = data[['diff_log_Precos_Futuro', 'diff_log_Precos_A_Vista']].dropna()

# Função para calcular testes de raiz unitária de painel
def panel_unit_root_tests(panel_data, diff_panel_data):
    # LLC Test
    llc_result_levels = adfuller(panel_data.stack(), autolag='AIC')
    llc_result_diff = adfuller(diff_panel_data.stack(), autolag='AIC')

    # IPS Test
    ips_result_levels = IPS(panel_data)
    ips_result_diff = IPS(diff_panel_data)

    # ADF-Fisher Test
    adf_result_levels = ADF(panel_data)
    adf_result_diff = ADF(diff_panel_data)

    # PP-Fisher Test
    pp_result_levels = PP(panel_data)
    pp_result_diff = PP(diff_panel_data)

    # Imprimir resultados
    print(f'LLC Test - Níveis:\n{llc_result_levels}\n')
    print(f'LLC Test - Primeiras Diferenças:\n{llc_result_diff}\n')

    print(f'IPS Test - Níveis:\n{ips_result_levels}\n')
    print(f'IPS Test - Primeiras Diferenças:\n{ips_result_diff}\n')

    print(f'ADF-Fisher Test - Níveis:\n{adf_result_levels}\n')
    print(f'ADF-Fisher Test - Primeiras Diferenças:\n{adf_result_diff}\n')

    print(f'PP-Fisher Test - Níveis:\n{pp_result_levels}\n')
    print(f'PP-Fisher Test - Primeiras Diferenças:\n{pp_result_diff}\n')

# Função para calcular IPS
def IPS(panel_data):
    test_results = [adfuller(panel_data[col].dropna(), maxlag=1) for col in panel_data]
    test_stat = np.mean([result[0] for result in test_results])
    p_value = np.mean([result[1] for result in test_results])
    return test_stat, p_value

# Função para calcular ADF-Fisher
def ADF(panel_data):
    test_results = [adfuller(panel_data[col].dropna(), maxlag=1) for col in panel_data]

```

```

test_stat = np.sum([result[0] for result in test_results])
p_value = np.sum([result[1] for result in test_results])
return test_stat, p_value

# Função para calcular PP-Fisher
def PP(panel_data):
    test_results = [PhillipsPerron(panel_data[col].dropna()) for col in panel_data]
    test_stat = np.sum([result.stat for result in test_results])
    p_value = np.sum([result.pvalue for result in test_results])
    return test_stat, p_value

# Executar os testes de raiz unitária de painel
panel_unit_root_tests(panel_data, diff_panel_data)

```

### **APÊNDICE C – Código Python para Teste de Cointegração de Pedroni para commodity milho, soja, café arábica e boi gordo.**

Códigos exemplificado a seguir foi utilizado como base para cálculo do Teste de Cointegração de Pedroni em Painel da Commodity boi gordo considerando todos os períodos analisados.

```

# import pandas as pd
import numpy as np
from statsmodels.regression.linear_model import OLS
from statsmodels.tsa.stattools import adfuller, kpss

# Carregar os dados
file_path = "/content/Análise Toda - Boi G - Geral.xlsx"
sheet_name = "Sheet1"
df = pd.read_excel(file_path, sheet_name=sheet_name)

# Ajustar os nomes das colunas para os dados de "Milho Preço Futuro" e "Milho Preço a Vista"
col_preco_vista = 'Boi Gordo Preço a Vista'
col_preco_futuro = 'Boi Gordo Preço Futuro'

# Calcular os logaritmos dos preços
df['log_preco_vista'] = np.log(df[col_preco_vista])
df['log_preco_futuro'] = np.log(df[col_preco_futuro])

# Regressão entre log_preco_vista e log_preco_futuro
reg = OLS(df['log_preco_vista'], df['log_preco_futuro']).fit()
residuals = reg.resid

# Teste ADF nos resíduos
adf_stat, adf_pvalue, _, _, _, _ = adfuller(residuals)
print(f'Group ADF-stat: Stat={adf_stat}, P-val={adf_pvalue}')

```

```

# Teste KPSS nos resíduos
pp_stat, pp_pvalue, _, _ = kpss(residuals, regression='c', nlags="auto")
print(f'Group PP-stat: Stat={pp_stat}, P-val={pp_pvalue}')

# Função para cálculo do rho
def rho_test(residuals):
    n = len(residuals)
    rho = np.sum(residuals[:-1] * residuals[1:]) / np.sum(residuals[:-1]**2)
    return rho

# Teste rho nos resíduos
group_rho_stat = rho_test(residuals)
print(f'Group rho-stat: Stat={group_rho_stat}')

# Remover tendência
df['log_preco_vista_trend'] = df['log_preco_vista'] - np.arange(len(df['log_preco_vista'])) *
df['log_preco_vista'].mean()
df['log_preco_futuro_trend'] = df['log_preco_futuro'] - np.arange(len(df['log_preco_futuro']))
* df['log_preco_futuro'].mean()

# Regressão com tendência removida
reg_with_trend = OLS(df['log_preco_vista_trend'], df['log_preco_futuro_trend']).fit()
residuals_with_trend = reg_with_trend.resid

# Teste ADF nos resíduos com tendência
adf_stat_trend, adf_pvalue_trend, __, __, __, __ = adfuller(residuals_with_trend)
print(f'Group ADF-stat with trend: Stat={adf_stat_trend}, P-val={adf_pvalue_trend}')

# Teste KPSS nos resíduos com tendência
pp_stat_trend, pp_pvalue_trend, __, __ = kpss(residuals_with_trend, regression='c',
nlags="auto")
print(f'Group PP-stat with trend: Stat={pp_stat_trend}, P-val={pp_pvalue_trend}')

# Teste rho nos resíduos com tendência
group_rho_stat_trend = rho_test(residuals_with_trend)
print(f'Group rho-stat with trend: Stat={group_rho_stat_trend}')

# Função para cálculo do Panel v-stat
def panel_v_stat(residuals):
    n = len(residuals)
    v_stat = np.sum(residuals**2) / n
    return v_stat

# Calcular o Panel v-stat
panel_v_stat_value = panel_v_stat(residuals)
print(f'Panel v-stat: {panel_v_stat_value}')

# Calcular o Panel v-stat com tendência
panel_v_stat_value_trend = panel_v_stat(residuals_with_trend)

```

```
print(f'Panel v-stat with trend: {panel_v_stat_value_trend}')
```

## APÊNDICE D – Código Python para Painel VECM - commodity milho, soja, café arábica e boi gordo.

Códigos exemplificado a seguir foi utilizado como base para cálculo do Painel VECM da Commodity boi gordo considerando todos os períodos analisados.

```
# import pandas as pd
import numpy as np
from statsmodels.tsa.vector_ar.vecm import VECM, select_order
from statsmodels.tsa.vector_ar.vecm import coint_johansen

# Carregar o arquivo Excel
file_path = '/content/Análise Toda - Boi G - Geral.xlsx'
df = pd.read_excel(file_path)

# Converter as datas para o índice do DataFrame
df['Data'] = pd.to_datetime(df['Data'], format='%d/%m/%Y')
df.set_index('Data', inplace=True)

# Selecionar as colunas de interesse (Boi Gordo Preço Futuro e Boi Gordo Preço a Vista)
df = df[['Boi Gordo Preco Futuro', 'Boi Gordo Preco a Vista']]

# Calcular as diferenças logarítmicas
df['ΔlnSp'] = np.log(df['Boi Gordo Preco a Vista']).diff().dropna()
df['Δlnf'] = np.log(df['Boi Gordo Preco Futuro']).diff().dropna()
df_diff = df.dropna()

# Selecionar a ordem de defasagem ideal usando critérios de informação
lag_order = select_order(df_diff[['ΔlnSp', 'Δlnf']], maxlags=5, deterministic='ci')
print(f'Ordem de defasagem ideal: \n{lag_order.summary()}')

# Testar a presença de cointegração usando o teste de Johansen
johansen_test = coint_johansen(df[['Boi Gordo Preco Futuro', 'Boi Gordo Preco a Vista']].values, det_order=0, k_ar_diff=lag_order.aic)
print("Resultados do teste de cointegração de Johansen:")
print(f"Trace Statistic:\n{johansen_test.lr1}\n")
print(f"Critical Values (90%, 95%, 99%):\n{johansen_test.cvt}\n")

# Ajustar o modelo VECM com base na ordem de defasagem selecionada e na cointegração
model = VECM(df[['Boi Gordo Preco Futuro', 'Boi Gordo Preco a Vista']],
k_ar_diff=lag_order.aic, coint_rank=1)
vecm_fit = model.fit()

# Extrair ECT(-1), erro padrão, razão de velocidade de ajuste e p valor
ect = vecm_fit.alpha
```

```

standard_error = vecm_fit.stderr_alpha
adjustment_speed = ect / (ect - np.roll(ect, shift=1, axis=0))
p_values = vecm_fit.pvalues_alpha

# Organizar os resultados em um DataFrame para cada variável independente
result_sp = pd.DataFrame({
    'Período': ['Pré-Crise'],
    'Variável Independente': ['ΔlnSp'],
    'Variável Dependente': ['Δlnf'],
    'ECT(-1)': [ect[1, 0]],
    'Erro Padrão': [standard_error[1, 0]],
    'Razão de Velocidade de Ajuste': [adjustment_speed[1, 0]],
    'P Valor': [p_values[1, 0]]
})

result_f = pd.DataFrame({
    'Período': ['Pré-Crise'],
    'Variável Independente': ['Δlnf'],
    'Variável Dependente': ['ΔlnSp'],
    'ECT(-1)': [ect[0, 0]],
    'Erro Padrão': [standard_error[0, 0]],
    'Razão de Velocidade de Ajuste': [adjustment_speed[0, 0]],
    'P Valor': [p_values[0, 0]]
})

# Concatenar os resultados em um único DataFrame
df_final = pd.concat([result_sp, result_f], ignore_index=True)

# Exibir os resultados
print(df_final)

```

### **APÊNDICE E – Código Python para Painel VECM resultados por sub períodos da Commodities milho, soja, café arábica e boi gordo.**

Códigos exemplificado a seguir foi utilizado como base para cálculo do Painel VECM resultados por sub períodos da Commodity boi gordo considerando todos os períodos analisados.

```

# import pandas as pd
import numpy as np
from statsmodels.tsa.vector_ar.vecm import VECM, select_order
from statsmodels.tsa.vector_ar.vecm import coint_johansen

# Carregar o arquivo Excel
file_path = '/content/Análise Toda - Boi G - Pós Crise.xlsx'
df = pd.read_excel(file_path)

```

```

# Converter as datas para o índice do DataFrame
df['Data'] = pd.to_datetime(df['Data'], format='%d/%m/%Y')
df.set_index('Data', inplace=True)

# Selecionar as colunas de interesse (Boi Gordo Preço Futuro e Boi Gordo Preço a Vista)
df = df[['Boi Gordo Preço Futuro', 'Boi Gordo Preço a Vista']]

# Calcular as diferenças logarítmicas
df['ΔlnSp'] = np.log(df['Boi Gordo Preço a Vista']).diff().dropna()
df['Δlnf'] = np.log(df['Boi Gordo Preço Futuro']).diff().dropna()
df_diff = df.dropna()

# Selecionar a ordem de defasagem ideal usando critérios de informação
lag_order = select_order(df_diff[['ΔlnSp', 'Δlnf']], maxlags=5, deterministic='ci')
print(f"Ordem de defasagem ideal: \n{lag_order.summary()}")

# Testar a presença de cointegração usando o teste de Johansen
johansen_test = coint_johansen(df[['Boi Gordo Preço Futuro', 'Boi Gordo Preço a Vista']].values, det_order=0, k_ar_diff=lag_order.aic)
print("Resultados do teste de cointegração de Johansen:")
print(f"Trace Statistic:\n{johansen_test.lr1}\n")
print(f"Critical Values (90%, 95%, 99%):\n{johansen_test.cvt}\n")

# Ajustar o modelo VECM com base na ordem de defasagem selecionada e na cointegração
model = VECM(df[['Boi Gordo Preço Futuro', 'Boi Gordo Preço a Vista']],
k_ar_diff=lag_order.aic, coint_rank=1)
vecm_fit = model.fit()

# Extrair ECT(-1), erro padrão, razão de velocidade de ajuste e p valor
ect = vecm_fit.alpha
standard_error = vecm_fit.stderr_alpha
adjustment_speed = ect / (ect - np.roll(ect, shift=1, axis=0))
p_values = vecm_fit.pvalues_alpha

# Organizar os resultados em um DataFrame para cada variável independente
result_sp = pd.DataFrame({
    'Período': ['Pré-Crise'],
    'Variável Independente': ['ΔlnSp'],
    'Variável Dependente': ['Δlnf'],
    'ECT(-1)': [ect[1, 0]],
    'Erro Padrão': [standard_error[1, 0]],
    'Razão de Velocidade de Ajuste': [adjustment_speed[1, 0]],
    'P Valor': [p_values[1, 0]]
})

result_f = pd.DataFrame({
    'Período': ['Pré-Crise'],
    'Variável Independente': ['Δlnf'],
    'Variável Dependente': ['ΔlnSp'],
    'ECT(-1)': [ect[0, 0]],

```

```

'Erro Padrão': [standard_error[0, 0]],
'Razão de Velocidade de Ajuste': [adjustment_speed[0, 0]],
'P Valor': [p_values[0, 0]]
})

# Concatenar os resultados em um único DataFrame
df_final = pd.concat([result_sp, result_f], ignore_index=True)

# Exibir os resultados
print(df_final)

```

## **APÊNDICE F – Teste em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto para a commodities, milho, soja, café arábica e boi gordo.**

Códigos exemplificado a seguir foi utilizado como base para cálculo Causalidade Toda-Yamamoto commodity boi gordo considerando todos os períodos analisados.

```

# Importar bibliotecas necessárias
import pandas as pd
from statsmodels.tsa.vector_ar.var_model import VAR
from statsmodels.tsa.stattools import adfuller

# Carregar os dados
file_path = '/content/Análise Toda - Boi G - Pré Crise.xlsx' # Atualize para o arquivo de Boi Gordo
data = pd.read_excel(file_path)

# Preparar os dados para o Boi Gordo
data.columns = ['Data', 'Boi Gordo Preço Futuro', 'Boi Gordo Preço a Vista']

# Converter as colunas de preços para o tipo float
data['Boi Gordo Preço Futuro'] = data['Boi Gordo Preço Futuro'].astype(float)
data['Boi Gordo Preço a Vista'] = data['Boi Gordo Preço a Vista'].astype(float)

# Verificar a estacionariedade das séries usando o teste ADF
def adf_test(series):
    result = adfuller(series)
    return result[1] # Retorna o p-valor

p_val_futuro = adf_test(data['Boi Gordo Preço Futuro'])
p_val_vista = adf_test(data['Boi Gordo Preço a Vista'])

print(f"P-valor do teste ADF para o Preço Futuro: {p_val_futuro}")
print(f"P-valor do teste ADF para o Preço à Vista: {p_val_vista}")

# Determinar a ordem máxima de integração das séries
d = 0

```

```

if p_val_futuro > 0.05:
    d += 1
if p_val_vista > 0.05:
    d += 1

# Definir o número de defasagens (lags) usando o critério de informação de Akaike (AIC)
model = VAR(data[['Boi Gordo Preco Futuro', 'Boi Gordo Preco a Vista']])
lag_order = model.select_order(maxlags=10)
max_lag = lag_order.aic

# Ajustar o modelo VAR com o número de defasagens e a ordem de integração
model_fitted = model.fit(max_lag + d)

# Realizar o teste Toda-Yamamoto (Causalidade de Granger) - Preço Futuro -> Preço à Vista
causality_result_futuro_to_vista = model_fitted.test_causality('Boi Gordo Preco a Vista', ['Boi
Gordo Preco Futuro'], kind='f')

# Exibir os resultados para Preço Futuro -> Preço à Vista
print("Causalidade de Preço Futuro para Preço à Vista:")
print(causality_result_futuro_to_vista.summary())

# Realizar o teste Toda-Yamamoto (Causalidade de Granger) - Preço à Vista -> Preço Futuro
causality_result_vista_to_futuro = model_fitted.test_causality('Boi Gordo Preco Futuro', ['Boi
Gordo Preco a Vista'], kind='f')

# Exibir os resultados para Preço à Vista -> Preço Futuro
print("\nCausalidade de Preço à Vista para Preço Futuro:")
print(causality_result_vista_to_futuro.summary())

```

### **APÊNDICE G – Teste Análise Cruzada em Painel de Causalidade Toda-Yamamoto milho, soja, café arábica e boi gordo.**

Códigos exemplificado a seguir foi utilizado como base para cálculo do Teste de Análise Cruzada da commodity boi gordo considerando todos os períodos analisados.

```

# import pandas as pd
import numpy as np
from statsmodels.tsa.vector_ar.vecm import VECM
from statsmodels.tsa.api import VAR
import matplotlib.pyplot as plt

# Carregar a planilha para o período pré-crise de Boi Gordo
file_path = "/content/Análise Cruzada - Boi - Pré Crise.xlsx"
df = pd.read_excel(file_path, sheet_name=0)
# Renomear as colunas
df.columns = ['Data', 'Milho Preco Futuro', 'Milho Preco a Vista',
              'Soja Preco Futuro', 'Soja Preco a Vista',
              'Café Preco Futuro', 'Café Preco a Vista',

```

```

'Boi Gordo Preco Futuro', 'Boi Gordo Preco a Vista']

# Converter a coluna de datas para o formato datetime
df['Data'] = pd.to_datetime(df['Data'], format='%d/%m/%Y')

# Definir a coluna de Data como índice
df.set_index('Data', inplace=True)

# Verificar se há valores ausentes e removê-los
df = df.dropna()

# Ajustar VECM para análise de cointegração (considerando Boi Gordo)
maxlags = 4
vecm = VECM(df, k_ar_diff=maxlags, coint_rank=1, deterministic='ci')
vecm_fitted = vecm.fit()

# Salvar os resultados do VECM e da análise de causalidade em um arquivo de texto
with open('/content/Resultados_VECM_Causalidade_BoiGordo_PreCrise.txt', 'w') as f:
    f.write("Resumo do VECM (com Boi Gordo como variável de interesse - Pré-crise):\n")
    f.write(vecm_fitted.summary().as_text())
    f.write("\n\nAnálise de Causalidade Toda-Yamamoto (usando VAR):\n")

# Análise de causalidade de Toda-Yamamoto usando VAR
model_var = VAR(df.diff().dropna())
results_var = model_var.fit(maxlags)

# Testes de causalidade para Boi Gordo Preço Futuro
for col in df.columns:
    if col != 'Boi Gordo Preco Futuro':
        f.write(f"\nCausalidade de Boi Gordo Preco Futuro para {col}:\n")
        test_result = results_var.test_causality('Boi Gordo Preco Futuro', [col], kind='wald')
        f.write(test_result.summary().as_text())

# Testes de causalidade para Boi Gordo Preço à Vista
for col in df.columns:
    if col != 'Boi Gordo Preco a Vista':
        f.write(f"\nCausalidade de Boi Gordo Preco a Vista para {col}:\n")
        test_result = results_var.test_causality('Boi Gordo Preco a Vista', [col], kind='wald')
        f.write(test_result.summary().as_text())

# Exemplo de gráfico para Boi Gordo
df[['Boi Gordo Preco Futuro', 'Boi Gordo Preco a Vista']].plot(figsize=(12, 6))
plt.title('Boi Gordo Preço Futuro vs Preço à Vista (Período Pré-Crise)')
plt.show()

print("Análise concluída e resultados salvos em
'Resultados_VECM_Causalidade_BoiGordo_PreCrise.txt'.")

```