



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA



PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS
CURSO DE MESTRADO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

ADRIELLE MARCELINO MACEDO

**CARTÃO VERMELHO PARA A RACIONALIDADE:
VIÉS COMPORTAMENTAL NO MERCADO FINANCEIRO.**

JOÃO PESSOA-PB

2026

ADRIELLE MARCELINO MACEDO

**CARTÃO VERMELHO PARA A RACIONALIDADE:
VIÉS COMPORTAMENTAL NO MERCADO FINANCEIRO.**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba (PPGCC/UFPB), como requisito à obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Orientador: Prof. Dr. Wenner Glaucio Lopes Lucena

Linha de Pesquisa: Contabilidade e Finanças

JOÃO PESSOA – PB

2026

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

M141c Macedo, Adrielle Marcelino.

Cartão vermelho para a racionalidade : viés comportamental no mercado financeiro / Adrielle Marcelino Macedo. - João Pessoa, 2026.
112 f.

Orientação: Wenner Glaucio Lopes Lucena.
Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA.

1. Efeito calendário. 2. Finanças comportamentais.
3. Copa do mundo FIFA. 4. GARCH. 5. Contabilidade. I.
Lucena, Wenner Glaucio Lopes. II. Título.

UFPB/BC

CDU 657(043)

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO

DEFESA DE DISSERTAÇÃO Nº 100

Ata de Sessão Pública da Defesa de Dissertação da aluna Adrielle Marcelino Macedo, do Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba.

Linha de Pesquisa: Contabilidade e Finanças

Aos vinte dias do mês de fevereiro do ano de dois mil e vinte e seis, às dez horas e trinta minutos, reuniu-se na Sala Virtual da Plataforma Google Meet, por meio do link: <https://meet.google.com/tgs-ddez-pny>, a Banca Examinadora, composta pelos professores e doutores: **Wenner Glaucio Lopes Lucena (Presidente da Banca Examinadora – PPGCC/UFPB)**, **Adriano Firmino Valdevino de Araújo (Membro Externo – UFPB)** e **Kliver Lamarthine Alves Confessor (Membro Externo – UFCG)**, para julgar o trabalho de dissertação intitulado: “**CARTÃO VERMELHO PARA A RACIONALIDADE: VIÉS COMPORTAMENTAL NO MERCADO FINANCEIRO**”, de autoria da aluna Adrielle Marcelino Macedo, orientada pelo professor **Wenner Glaucio Lopes Lucena**. Dando início aos trabalhos, o Presidente da Banca Examinadora explicou aos presentes a finalidade da sessão pública, e passou a palavra à mestranda para que fizesse a apresentação de seu trabalho de dissertação. Após a apresentação do trabalho, a banca examinadora fez arguições à discente, que as respondeu. Em seguida, o presidente da banca examinadora, convidou os demais membros da banca para se reunirem reservadamente, para que fosse feito o julgamento do trabalho. A Banca Examinadora então atribuiu à discente o conceito:

(X) Aprovado(a)

() Insuficiente


() Reprovado(a)

Comentários da Banca Examinadora


Realizar as alterações sugeridas

Comentários da Banca Examinadora


Proclamados os resultados, o Presidente encerrou os trabalhos referentes à defesa de dissertação do discente. João Pessoa, 20 de fevereiro de 2026

Documento assinado digitalmente
 **WENNER GLAUCIO LOPES LUCENA**
Data: 09/03/2026 07:48:10-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>


Prof. Dr. Wenner Glaucio Lopes Lucena
Presidente da Banca Examinadora – PPGCC/UFPB

Documento assinado digitalmente
 **ADRIANO FIRMINO VALDEVINO DE ARAUJO**
Data: 22/02/2026 17:27:03-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Adriano Firmino Valdevino de Araújo
Membro Externo - UFPB

Documento assinado digitalmente
 **KLIVER LAMARTHINE ALVES CONFESSOR**
Data: 23/02/2026 20:29:02-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Kliver Lamarthine Alves Confessor
Membro Externo – UFCG

Documento assinado digitalmente
 **ADRIELLE MARCELINO MACEDO**
Data: 06/03/2026 10:50:23-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Adrielle Marcelino Macedo
Discente

Universidade Federal da Paraíba - Centro de Ciências Sociais Aplicadas - Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis

Campus I - Cidade Universitária - CEP 58.051-900 - João Pessoa/PB
Telefone: +55 (83) 3216 7285 - <http://ccsa.ufpb.br/ppgcc> - e-mail: ppgcc@ccsa.ufpb.br

“Nada temos a temer quanto ao futuro, a menos que nos esqueçamos como Deus tem nos conduzido no passado.”

Ellen G. White

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus que sempre me amparou e me sustentou. Em meio a medos, inseguranças e dificuldades o Senhor sempre me mostrou Seu infinito amor e bondade. Muito antes de ingressar no mestrado, quando sentia que não seria capaz, o Senhor abriu as portas e me conduziu por elas, mostrando que os planos dEle são sempre maiores que os meus. A ti Senhor toda honra e toda a glória, a ti dedico essa dissertação, pois sem ti eu jamais teria conseguido chegar até aqui.

Ao meu esposo e minhas filhas. Vocês são a força por trás de cada palavra aqui escrita, a cada passo ao longo da graduação e do mestrado vocês foram parte essencial para que eu continuasse. Meu esposo Shady Yamay, foi você quem me incentivou a prestar o vestibular para contabilidade, sua frase “vai dar certo amor” tem me acompanhado desde que começamos a namorar, você é o companheiro que Deus escolheu para mim e sou imensamente grata a Ele por isso, pois você superou, e supera a cada dia, todas as minhas expectativas. Minha filha Sophia, através de você realizei meu maior sonho: ser mãe. Por você eu quis ir além e me tornei mais forte, eu não tenho palavras para expressar o quanto sou grata a Deus pela sua vida, o quanto você faz parte de quem eu sou. Muito obrigada. Minha filha Rebeca, você ainda é muito pequena, mas seu olhar, seu carinho, me deram a força necessária para ir além.

Aos meus pais que me criaram com muito amor e nos meus momentos mais difíceis sempre me estenderam a mão. À minha mãe Maria Goretti, enfermeira, que sempre se desdobrou em plantões para que nada nos faltasse, sempre preocupada conosco e com o nosso futuro e que ao longo de todo o mestrado orou incessantemente por mim. Ao meu pai Anelcino Macedo, que sempre me motivou e encorajou a dar grandes passos, que já trabalhou praticamente em quase todas as profissões e que em um dos meus dias mais difíceis não perguntou nada, apenas disse “Está tudo bem filha, já estou indo!”. Sei que vocês renunciaram a planos e sonhos e apenas gostaria de dizer que sou eternamente grata a Deus por ter escolhido vocês como meus pais.

A minha irmã Adria, por cada cuidado, cada “puxão de orelha”, cada apoio que você tem me dado ao longo dos anos. Sempre preocupada e determinada a me conduzir para me tornar minha melhor versão. Obrigada por ser minha “irmã”, por me incentivar todas as vezes que eu não me senti capaz, por dividir as dores (em algumas situações foi literalmente) e dificuldades dessa vida e por me ajudar a superar cada obstáculo.

Ao meu irmão Kennedy, você sempre foi um porto seguro para mim, sempre me apoiou, protegeu e cuidou de mim como um pai, vibrando a cada conquista.

Aos meus amigos, Yahmany (meu cunhado), Danilo e Íris. Considero vocês como irmãos, vocês são verdadeiros presentes na minha vida, pessoas que tornaram toda essa caminhada possível. Palavras não são suficientes para demonstrar minha gratidão a vocês por toda ajuda, pois vocês não tinham compromisso algum comigo, mesmo assim se dispuseram a me apoiar em inúmeras situações. A vocês o meu muito obrigada!

Ao meu orientador Prof. Dr Wenner. Desde a graduação tenho visto sua dedicação com a educação e por vezes o senhor acreditou em mim mais do que eu mesma. O senhor tem um coração imenso e sempre busca proporcionar oportunidades às pessoas ao seu redor. Que Deus continue abençoando o senhor e fazendo da sua vida um canal de bênçãos a outros alunos. Muito obrigada professor.

Por fim gostaria de agradecer a todos que direta ou indiretamente fizeram parte dessa caminhada, meus amigos do projeto de extensão Educação Financeira Para Toda a Vida, aos professores da graduação, em especial a professora Adriana, aos amigos que fiz nessa jornada (mestrandos e doutorandos), aos professores do PPGCC e a Wilma. Aos professores da banca, Adriano Firmino e Kliver Lamarthine, obrigada pelas contribuições na qualificação. A forma como vocês avaliaram e sugeriram melhorias demonstra zelo pela pesquisa e respeito pelo pesquisador. Obrigada a cada amigo que orou e que ficou feliz por mim. E mais uma vez agradeço a Deus por me capacitar e me cercar de pessoas tão maravilhosas.

Muito Obrigada!

RESUMO

Este estudo investiga a relação entre as edições da Copa do Mundo da FIFA (Federação Internacional de Futebol Associado) e a ocorrência de anomalias de calendário no mercado financeiro brasileiro. O objetivo é compreender de que forma grandes eventos esportivos impactam os retornos, o volume de negociação e a volatilidade dos ativos negociados na B3, à luz da literatura de finanças comportamentais. Para atingir os objetivos propostos, são estimados modelos de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com a inclusão de termos autorregressivos quando apropriado, bem como modelos GARCH(1,1) com distribuição *t*-Student para a modelagem da volatilidade condicional. A base empírica é composta por dados diários do mercado acionário brasileiro, totalizando 7.672 observações, abrangendo oito edições da Copa do Mundo (1994, 1998, 2002, 2006, 2010, 2014, 2018 e 2022). A análise contempla tanto o comportamento agregado do mercado quanto recortes setoriais, buscando identificar a existência de padrões sazonais associados ao período de realização da Copa, aos dias efetivos de jogos, aos jogos da Seleção Brasileira e, de forma complementar, aos anúncios oficiais do país-sede do torneio. Os resultados indicam que os efeitos associados à Copa do Mundo não se manifestam de forma sistemática nos retornos médios, mas se mostram relevantes no volume de negociação e, sobretudo, na dinâmica da volatilidade condicional, com evidências mais articuladas nos dias de jogos da Seleção Brasileira. Esses achados sugerem que fatores comportamentais, como atenção limitada e alterações na percepção de risco, desempenham papel relevante na transmissão de choques não econômicos ao mercado financeiro brasileiro, especialmente em um contexto marcado por forte identificação cultural com o futebol.

Palavras-chave: Efeito Calendário, Finanças Comportamentais, Copa do Mundo FIFA, GARCH.

ABSTRACT

This study investigates the relationship between FIFA (International Federation of Association Football) World Cup editions and the occurrence of calendar anomalies in the Brazilian financial market. The objective is to understand how major sporting events impact returns, trading volume, and volatility of assets traded on B3, in light of behavioral finance literature. To achieve the proposed objectives, Ordinary Least Squares (OLS) regression models are estimated, with the inclusion of autoregressive terms when appropriate, as well as GARCH(1,1) models with t-Student distribution for modeling conditional volatility. The empirical basis consists of daily data from the Brazilian stock market, totaling 7,672 observations, covering eight editions of the World Cup (1994, 1998, 2002, 2006, 2010, 2014, 2018, and 2022). The analysis considers both the aggregate behavior of the market and sectoral segments, seeking to identify the existence of seasonal patterns associated with the period of the World Cup, the actual days of games, the Brazilian national team's games, and, complementarily, the official announcements of the host country of the tournament. The results indicate that the effects associated with the World Cup do not manifest themselves systematically in average returns, but are relevant in trading volume and, above all, in the dynamics of conditional volatility, with more pronounced evidence on the days when the Brazilian team played. These findings suggest that behavioral factors, such as limited attention and changes in risk perception, play a relevant role in the transmission of non-economic shocks to the Brazilian financial market, especially in a context marked by strong cultural identification with soccer.

Keywords: Calendar Effect, Behavioral Finance, FIFA World Cup, GARCH.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AR(1) - Processo autorregressivo de primeira ordem

B3 - Brasil, Bolsa, Balcão

CAPM - Capital Asset Pricing Model

FIFA - Fédération Internationale de Football Association

GARCH - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

HMA - Hipótese dos Mercados Adaptativos

IBOV - Índice Bovespa

ICON - Índice de Consumo

IFNC - Índice Financeiro

INDX - Índice Industrial

MQO - Mínimos Quadrados Ordinários

t-GARCH - Modelo GARCH com distribuição t-Student

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Série temporal dos retornos (IBOV).....	57
Figura 2 - Série temporal do ln_Volume do (IBOV).....	59
Figura 3 - Retorno médio dos índices em dias de Copa vs demais dias.....	60
Figura 4 - ln_Volume médio dos índices em dias de Copa vs demais dias.....	60
Figura 5 - Distribuição Mensal dos Jogos da Copa do Mundo (1994–2022).....	63
Figura 6 - Distribuição Percentual de Jogos por Dia da Semana (1994–2022).....	64
Figura 7 - Distribuição Percentual dos Jogos por Horário (1994–2022).....	64

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Índices analisados.....	41
Tabela 2 - Variáveis do modelo.....	43
Tabela 3 - Anúncios do país sede da Copa do Mundo FIFA.....	45
Tabela 4 - Hipóteses da pesquisa e estratégias econométricas associadas	47
Tabela 5 - Estatística Descritiva dos Retornos Diários (1994–2024).....	56
Tabela 6 - Estatística Descritiva do Volume de Negociação (ln) (1994–2024)	58
Tabela 7 - Valor Médio dos Retornos dos índices (dias de copa vs demais dias).....	60
Tabela 8 - Valor Médio dos Volumes dos índices (ln) (dias de copa vs demais dias).....	60
Tabela 9 - Valor Médio dos Retornos e Volume do IBOV (subperíodos).....	61
Tabela 10 - Estatística Descritiva dos Retornos dos Índices (dias de Copa vs demais dias) ...	61
Tabela 11 - Estatística Descritiva do Volume dos Índices (dias de Copa vs demais dias)	62
Tabela 12 - Tabela 12 - Hipótese H1: Efeito Copa do Mundo sobre Retornos (IBOV)	68
Tabela 13 - Hipótese H1: Efeito Copa do Mundo sobre Volume de Negociação (IBOV)	69
Tabela 14 - Hipótese H1: Efeito Copa do Mundo sobre a Volatilidade Condicional (IBOV).71	
Tabela 15 - Hipótese H2: Efeito dos jogos da Seleção Brasileira sobre Retornos (IBOV)	73
Tabela 16- Hipótese H3: Efeito dos jogos da Seleção Brasileira sobre o Volume de negociação (IBOV).....	75
Tabela 17- Hipótese H4: Efeito dos jogos da Seleção Brasileira sobre a Volatilidade (IBOV - Data_ts).....	77
Tabela 18 - Hipótese H4: Efeito dos jogos da Seleção Brasileira sobre a Volatilidade (IBOV - t_pregão).....	78
Tabela 19 - Hipótese H5: Efeito Copa do Mundo sobre Retornos setoriais.....	79
Tabela 20 - Hipótese H5: Efeito Copa do Mundo sobre Volume de negociação setorial.....	80
Tabela 21 - Hipótese H5: Efeito Copa do Mundo sobre a Volatilidade condicional setorial (Data_ts)	81
Tabela 22- Hipótese H5: Efeito Copa do Mundo sobre a Volatilidade condicional setorial (t_pregão).....	82

LISTA DE EQUAÇÕES

Equação 1 – Cálculo do retorno logarítmico.....	48
Equação 2 – MQO: Retorno e Copa do Mundo.....	49
Equação 3 – MQO: Retorno nos dias de jogos da Copa.....	49
Equação 4 – MQO AR(1): Volume e Copa do Mundo.....	50
Equação 5 – MQO AR(1): Volume nos dias de jogos da Copa.....	50
Equação 6 – GARCH(1,1): Volatilidade e Copa do Mundo.....	51
Equação 7 – GARCH(1,1): Volatilidade nos dias de jogos da Copa.....	51
Equação 8 – MQO: Retornos e jogos da Seleção Brasileira.....	52
Equação 9 – MQO AR(1): Volume e jogos da Seleção Brasileira.....	52
Equação 10 – GARCH(1,1): Volatilidade e jogos da Seleção Brasileira.....	52
Equação 11 – MQO: Retornos setoriais e Copa do Mundo.....	53
Equação 12 – MQO: Retornos setoriais e jogos da Copa.....	53
Equação 13 – MQO: Retornos setoriais e jogos da Seleção Brasileira.....	53
Equação 14 – MQO AR(1): Volume setorial e Copa do Mundo.....	53
Equação 15 – MQO AR(1): Volume setorial e jogos da Copa.....	53
Equação 16 – MQO AR(1) : Volume setorial e jogos da Seleção Brasileira.....	54
Equação 17 – GARCH(1,1): Volatilidade setorial e Copa do Mundo.....	54
Equação 18 – GARCH(1,1): Volatilidade setorial e jogos da Copa.....	54
Equação 19 – GARCH(1,1): Volatilidade setorial e jogos da Seleção Brasileira.....	54
Equação 20 – MQO: Anúncio do país-sede: Retornos.....	54
Equação 21 – MQO AR(1): Anúncio do país-sede: Volume.....	55
Equação 22 – GARCH(1,1): Anúncio do país-sede: Volatilidade.....	55

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
1.1	Contextualização do tema.....	14
1.2	Objetivos.....	16
1.2.1	Objetivo geral.....	16
1.2.2	Objetivos específicos.....	16
1.3	Justificativa.....	16
2	REFERENCIAL TEÓRICO	18
2.1	Tomada de decisão dos investidores.....	18
2.2	Anomalias de Calendário.....	23
2.2.1	Efeito mês do ano.....	27
2.2.2	Efeito dia da semana.....	29
2.2.3	Feriados e datas comemorativas.....	31
2.2.4	Eventos esportivos e Copa do mundo.....	33
2.3	A Copa do Mundo FIFA: definição, características e dinâmica do evento.....	35
2.3.1	Relevância da Copa para o Brasil.....	37
2.4	Hipóteses da Pesquisa.....	38
3	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	40
3.1	Classificação da Pesquisa.....	40
3.2	Definição de universo e amostra da Pesquisa.....	41
3.3	Definição das variáveis da Pesquisa.....	42
3.4	Procedimentos de Coleta.....	45
3.5	Modelos econométricos.....	46
3.5.1	Estratégia empírica da Hipótese H1 – Efeito calendário associado à Copa do Mundo 48	
3.5.2	Estratégia empírica das Hipóteses H2 a H5.....	52
3.5.3	Análise complementar: anúncio do país-sede da Copa do Mundo.....	54
4	APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	56
4.1	Estatísticas descritivas.....	56
4.2	Testes preliminares das séries financeiras.....	65
4.3	Heterocedasticidade condicional nos retornos.....	66
4.4	Análise e discussão dos resultados.....	68
4.4.1	Hipótese H1 – Efeito calendário associado à realização da Copa do Mundo.....	68
4.4.2	Hipótese H2 – Expectativa e ajuste intertemporal dos retornos em torno dos jogos da Seleção Brasileira.....	72

4.4.3	Hipótese H3 – Distração do investidor e volume de negociação nos dias de jogos da Seleção Brasileira	74
4.4.4	Hipótese H4 – Volatilidade condicional e jogos da Seleção Brasileira	76
4.4.5	Hipótese H5 – Retornos setoriais com controle do mercado.....	78
4.5	Análise complementar: anúncios do país-sede da Copa do Mundo	83
5	Considerações finais	85
	REFERÊNCIAS	90
	APÊNDICE A – Empresas utilizadas na construção de <i>proxies</i> setoriais	99
	APÊNDICE B – Descrição da base de dados e das variáveis	102
	APÊNDICE C - gráficos das séries temporais dos retornos e do volume.....	105
	APÊNDICE D — Matriz de correlação dos retornos e dos volumes de negociação.....	108
	APÊNDICE E - TESTES PRELIMINARES	109

1 INTRODUÇÃO

1.1 Contextualização do tema

Desde o trabalho da Teoria do Prospecto, realizado por Kahneman e Tversky (1979), as finanças comportamentais têm trazido mais compreensão no que diz respeito ao comportamento dos investidores e, por conseguinte, do mercado (Aguirre & Aguirre, 2024; Scodelario *et al.*, 2023; Shunmugasundaram & Sinha, 2024; Sundavadara & Sanghvi, 2024).

O fato de fatores emocionais e psicológicos, como heurísticas e vieses, influenciarem significativamente a tomada de decisões dos investidores, ressalta a importância de compreender esse ramo das finanças, a fim de que esses indivíduos possam tomar decisões mais assertivas, dada suas limitações (Scodelario *et al.*, 2023).

Com o intuito de ampliar o alcance e compreensão a respeito da influência do comportamento humano na tomada de decisão dos investidores, tem-se utilizado novas ferramentas e metodologias nas análises de mercado (Sundavadara & Sanghvi, 2024; Xie, 2024). Esses métodos, associados a modelos econométricos, têm contribuído para identificação de comportamentos atípicos no mercado financeiro, as chamadas anomalias.

Em meio às anomalias de mercado, observa-se a existência de comportamentos sazonais. Os primeiros estudos nessa temática ocorreram nos Estados Unidos e possibilitaram a identificação de comportamentos anormais no mercado financeiro em períodos específicos (Cross, 1973; Wachtel, 1942). Dessa forma, após décadas de pesquisas, algumas anomalias, que ocorriam de forma persistente em datas ou períodos específicos, foram sendo consolidadas, estabelecendo assim as anomalias de calendário.

O efeito calendário pode ser atribuído à psicologia do investidor, em que emoções e vieses cognitivos influenciam o comportamento dos indivíduos durante períodos específicos, como grandes eventos esportivos (Norvaišienė & Stankevičienė, 2022). Isso se alinha aos princípios das finanças comportamentais, que enfatizam o papel da irracionalidade na tomada de decisões financeiras (Simon, 1955).

No Brasil, o estudo de Costa Jr (1990) mostrou-se significativamente relevante para época ao indicar que a sazonalidade do dia da semana foi também detectada no mercado brasileiro. Entretanto, em paralelo aos estudos norte-americanos, seus achados identificaram que o efeito mês-do-ano, já bem consolidado, não ocorria no Brasil, sinalizando assim que os efeitos sazonais podem apresentar-se de forma diferenciada a depender do mercado.

Concomitantemente associado à especificidade do mercado, observa-se que a detecção da ocorrência de anomalias sazonais no mercado financeiro tem sido observada ao longo dos

anos em diferentes localidades e atribuídas a diferentes razões (cultura, religião, datas relevantes para população, entre outros)(Chatzitzisi *et al.*, 2021; Luo & Tian, 2020).

Outras pesquisas, desenvolvidas nessa mesma vertente, porém com a perspectiva de analisar períodos de eventos esportivos (Fan *et al.*, 2017; Ferris *et al.*, 2023) denotaram que eventos desse tipo, de grande amplitude e ocorrência periódica, apresentam características sazonais capazes de impactar o mercado financeiro. Ocorre que, investidores geralmente exibem excesso de confiança durante eventos significativos, levando ao aumento dos volumes de negociação e à volatilidade, o que pode se manifestar como um efeito calendário (Tauseef, 2023; Shunmugasundaram & Sinha, 2024; Zhang *et al.*, 2024).

A influência da cobertura da mídia em torno dos eventos, como a Copa do Mundo, pode ampliar o sentimento dos investidores e, conseqüentemente, afetar os movimentos do mercado, mostrando, mais uma vez, a interseção das finanças comportamentais e o efeito do calendário (Aguilar *et al.*, 2008).

No contexto brasileiro, a Copa do Mundo de Futebol adquire uma relevância singular, ultrapassando sua dimensão esportiva. Gastaldo (2009), destaca que a importância social do futebol no Brasil cria um contexto cultural único, em que tal esporte está diretamente associado ao orgulho nacional.

Esse traço distintivo da cultura brasileira confere à Copa do Mundo uma perspectiva única sobre a influência do comportamento social e, por conseguinte, as tomadas de decisões econômicas dos indivíduos. Tal perspectiva possibilita a realização de investigações que busquem compreender os efeitos de eventos esportivos sobre o mercado financeiro (Edmans *et al.*, 2007; Ehrmann & Jansen, 2017; Fan *et al.*, 2017; Gastaldo, 2009).

Com base no exposto, observa-se que fatores, como vieses, heurísticas, contexto social e cultural influenciam o comportamento humano, no que tange a tomada de decisão sobre investimentos. Tal comportamento pode afetar o mercado financeiro de forma sazonal, motivado por diferentes fatores, como feriados, eventos esportivos e religiosos, repercutindo na tomada de decisão dos *stakeholders*.

Dessa forma, a partir da compreensão da consolidação das anomalias de calendário como uma realidade no mercado financeiro brasileiro e tendo em vista a relevância da Copa do Mundo de Futebol para o Brasil, bem como sua influência na dinâmica de tomada de decisão dos investidores, surge o seguinte problema de pesquisa: **Qual a relação entre a Copa do mundo de futebol e a ocorrência de anomalias de calendário no mercado financeiro brasileiro?**

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo geral

Considerando os aspectos descritos na contextualização do tema e no problema de pesquisa, este estudo apresenta como objetivo geral: Investigar a relação entre as edições da Copa do Mundo FIFA (Federação Internacional de Futebol Associado) e a ocorrência de anomalias de calendário no mercado financeiro brasileiro.

1.2.2 Objetivos específicos

A fim de atender tal objetivo, são apresentados os seguintes objetivos específicos:

- Avaliar o comportamento dos investidores brasileiros diante da Copa do Mundo, verificando a incidência de vieses comportamentais que afetam decisões de investimento.
- Mensurar o impacto financeiro das Copas do Mundo por meio de modelos econométricos, verificando a existência de padrões anômalos e recorrentes associados ao torneio.
- Identificar como os períodos pré, durante e pós-~~Copa do Mundo~~jogo influenciam a volatilidade, retorno e liquidez dos ativos financeiros da B3.
- Examinar quais setores da economia são mais sensíveis às variações provocadas pelo evento esportivo, considerando histórico e intensidade do impacto.

1.3 Justificativa

Com mais acesso à informação o número de participantes no mercado de capitais tem sido cada vez maior. Segundo a 8ª edição do relatório disponibilizado pela ANBIMA, o número de brasileiros que investem em produtos financeiros tem aumentado, passando de 36% da população, em 2022, para 37% em 2023, mantendo esse percentual em 2024. Esse percentual representa aproximadamente 59 milhões de brasileiros que estão investindo em produtos financeiros (ANBIMA, 2024, p. 8).

Esses indivíduos não são apenas investidores isentos e alheios às pressões externas. Estudos sobre finanças comportamentais, atestam que cada indivíduo pode se comportar de forma divergente dada uma mesma situação (Figueiredo Neto *et al.*, 2023). É possível que alguns dentre esses investidores sejam também torcedores esportivos e que apresentem heurísticas e vieses associadas aos esportes capazes de moldar sua forma de investir e sua tomada de decisão (Fan *et al.*, 2017).

A compreensão da influência das finanças comportamentais no mercado de capitais, demonstra que o comportamento desses torcedores pode influenciar o mercado. Os estudos que abordam esse campo do conhecimento apresentam constantemente avanços significativos, uma vez que a utilização de modelos econométricos, ferramentas neurocientíficas e tecnológicas tem ampliado a compreensão do comportamento humano (Scodelario *et al.*, 2023; Sundavadara & Sanghvi, 2024).

Esses avanços evidenciam a associação das finanças comportamentais com as anomalias de calendário. Apesar de algumas anomalias de calendário terem sido consolidadas por meio de estudos ao longo dos anos, de modo geral, as pesquisas apresentam pontos de divergência associados à sua ocorrência, persistência e causalidade (Alvi *et al.*, 2021; Grossi & Malaquias, 2020; Lobão & Costa, 2022; Zhang *et al.*, 2024).

Observa-se que tais conflitos continuam a impulsionar pesquisas, a fim de conferir maior robustez às anomalias de calendário já estabelecidas e a identificar situações que propiciem a ocorrência de novas anomalias sazonais.

Para isso, entretanto, se faz necessário ponderar diferentes características como: a maturidade do mercado, datas e eventos relevantes para a população que investe nesse mercado, fatores sociais, fatores culturais, aspectos religiosos, entre outros.

Corroborando com essa afirmativa é possível constatar que o enfoque das pesquisas realizadas nos últimos 5 anos a respeito do efeito calendário tem sido destinado a estudar a ocorrência deste efeito em diferentes mercados (Norvaišienė & Stankevičienė, 2022; Zakamulin, 2023) e diferentes tipos de ativos (Arzova *et al.*, 2024).

Ainda assim, observa-se uma lacuna empírica a respeito do efeito calendário associado a eventos esportivos de grande magnitude e que considere aspectos culturais dos investidores.

A copa do mundo FIFA, por exemplo, é considerada um evento esportivo capaz de interferir no comportamento dos brasileiros (Gastaldo, 2009). Tal evento apresenta características que despertam o interesse para uma análise da ocorrência do efeito calendário, a saber a ocorrência em intervalos regulares e a emoção causada em grande parte da população nacional e até mesmo em diferentes países. Esses componentes propiciam a ocorrência do efeito calendário (Edmans *et al.*, 2007).

Sendo assim, esta pesquisa se faz necessária em razão da relevância do futebol no contexto brasileiro, especialmente durante a Copa do Mundo, evento que mobiliza intensamente a atenção coletiva e pode influenciar o humor, o sentimento e o nível de atenção dos indivíduos. Considerando que tais fatores comportamentais podem afetar a percepção de risco e a tomada

de decisão dos investidores, torna-se pertinente investigar de que forma esse tipo de evento pode se refletir no comportamento do mercado financeiro.

Ademais, a detecção de que anomalias de calendário apresentam heterogeneidade setorial amplia o escopo do tema e serve como base para que futuras pesquisas observem que setor pode ser mais impactado a depender da causa da sazonalidade.

Por fim, apesar de não se tratar de uma técnica infalível, a constatação da ocorrência do efeito calendário por meio desta pesquisa pode auxiliar investidores a estruturar suas estratégias de investimento.

A estratégia de sazonalidade, que envolve a tomada de decisões comerciais com base em padrões cíclicos regulares observados nos retornos, pode proporcionar retornos favoráveis aos investidores. Conhecer as sazonalidades que afetam o mercado, bem como os efeitos sobre seus investimentos, possibilita que investidores estabeleçam suas estratégias de compra ou venda (Luo & Tian, 2020).

Um investidor pode, por exemplo, analisar o desempenho histórico do mesmo mês e decidir assumir posições longas nas *commodities* com melhor desempenho, na expectativa de que o preço subirá e assumir posições curtas nas de pior desempenho, esperando que o preço cairá. Além de montar suas estratégias na perspectiva de que esses padrões se repitam (Li *et al.*, 2024).

Nesse contexto, a pesquisa busca proporcionar, aos acadêmicos e investidores, uma maior compreensão a respeito de como o mercado brasileiro pode ser influenciado pela ocorrência da Copa do Mundo, especialmente no que se refere aos retornos, ao volume de negociações e à volatilidade observados nesse período.

Com base no exposto, este trabalho se mostra relevante pois contribui com a academia fornecendo dados a respeito de como a ocorrência da Copa do Mundo de Futebol impacta o mercado financeiro brasileiro como um todo e sobre alguns setores específicos, uma vez que esse tipo de fenômeno, a depender da sua motivação ou origem, pode afetar o mercado financeiro de forma heterogênea, impactando setores específicos (Norvaišienė & Stankevičienė, 2022).

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Tomada de decisão dos investidores

A busca por modelos que expliquem o comportamento humano na tomada de decisão tem sido uma busca constante no que tange à teoria econômica e psicológica (Bihari *et al.*,

2023; Valcanover *et al.*, 2020). Dessa forma, diferentes modelos foram propostos com intuito de compreender como os indivíduos tomam suas decisões financeiras, e cada um desses modelos oferece perspectivas diferenciadas e *insights*.

As finanças tradicionais, por exemplo, assumem que os investidores são seres racionais, bem-informados e que buscam maximizar a utilidade esperada (Fama, 1970; Malkiel, 2003). A Teoria do Portfólio, o Modelo de Precificação de Ativos de Capital (CAPM) e a Hipótese do Mercado Eficiente (HME) são exemplos de modelos que oferecem uma perspectiva singular sobre como os preços dos ativos são determinados, bem como os investidores podem otimizar suas decisões de investimento (Fama, 1970; Fama *et al.*, 1969; Shiller, 2003).

A Teoria da Utilidade Esperada, proposta inicialmente por Daniel Bernoulli no século XVIII e formalizada por von Neumann e Morgenstern em meados do século XX, lançou as bases para a compreensão da tomada de decisões sob risco. Essa teoria, alicerçada em premissas normativas e racionais, propõe que os indivíduos maximizam a utilidade esperada em vez do valor monetário esperado (Von Neumann & Morgenstern, 1944).

A Hipótese do Mercado Eficiente (HME), postulada posteriormente por Eugene Fama (1970), determina que, em um mercado de capital eficiente, o preço das ações reflete inteiramente as informações disponíveis sobre os valores implícitos da ação, ou seja, o mercado reage, de forma rápida, a qualquer informação disponível sobre os preços dos ativos, evitando assim que ocorram ganhos anormais (Fama, 1970; Malkiel, 2003).

Um dos pressupostos da HME está diretamente associada à racionalidade do comportamento humano. Um indivíduo racionalmente pleno seria capaz de analisar de maneira ótima todas as informações disponíveis e, dessa forma, tomar uma decisão totalmente isenta de fatores alheios a essas informações.

Contudo, em meados da década de 70, a ocorrência de anomalias no mercado, aliada a um cenário de instabilidade econômica, despertou questionamentos sobre a racionalidade dos agentes econômicos, bem como expôs os limites dessa abordagem, abrindo assim caminho para novos modelos descritivos (Aguirre & Aguirre, 2024; Shunmugasundaram & Sinha, 2024; Sundavadara & Sanghvi, 2024).

Surge então as finanças comportamentais, como um auxílio às limitações das teorias financeiras tradicionais, introduzindo aspectos comportamentais na tomada de decisão financeira, apresentando-se como uma crítica aos pressupostos da racionalidade plena (Figueiredo Neto *et al.*, 2023).

Um dos trabalhos seminais nessa perspectiva foi o desenvolvido por Simon (1955), que

estabeleceu uma mudança de paradigma teórico, ao propor uma abordagem divergente do processo decisório. Em seu estudo Simon confronta o postulado das finanças tradicionais, a saber o “*Homo Economicus*”. Ele questiona a suposição de que os agentes econômicos são capazes de tomar decisões inteiramente racionais, com base em informações completas e considerando apenas alcançar o ponto mais alto possível em sua escala de preferências.

A partir dessa crítica, Simon (1955), introduz o conceito de limitações fisiológicas e psicológicas próprias aos indivíduos. Partindo do pressuposto de que os indivíduos apresentam uma racionalidade limitada. Seu estudo infere que esses indivíduos operam sob restrições cognitivas, que os impede de identificar e escolher, de forma sistemática, a alternativa disponível capaz de proporcionar maior utilidade (Simon, 1955). Dessa forma o modelo normativo da racionalidade é confrontado por uma abordagem descritiva, fundamentada na psicologia do comportamento humano.

Posteriormente, pesquisas como as desenvolvidas por Kahneman e Tversky (1979), Beja e Goldman (1980) e Summers (1986) consolidaram os fundamentos teóricos estabelecidos por Simon (1955) ao identificar um comportamento dos indivíduos que nem sempre objetivava a utilidade esperada, bem como identificaram a existência de um comportamento atípico do mercado e o fato de que algumas dessas anomalias ocorriam devido às decisões tomadas por investidores racionalmente limitados.

O artigo seminal "*Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk*", de Daniel Kahneman e Amos Tversky em 1979, confrontou os fundamentos da Teoria da Utilidade Esperada e introduziu uma nova perspectiva a respeito da tomada de decisão dos indivíduos, na qual decisões sob risco são analisadas considerando-se não apenas a maximização da utilidade, mas também vieses comportamentais decorrentes de uma racionalidade limitada diante do risco de perda.

Uma das principais contribuições deste estudo foi o conceito de aversão à perda. Para inferir essa aversão os autores realizaram uma análise sobre o processo da tomada de decisão em uma situação de risco. Por meio de experimentos empíricos, que consistiram em analisar as escolhas hipotéticas dos indivíduos diante de contextos distintos de risco e ganhos, bem como a análise de padrões de comportamento, a teoria do prospecto se propôs a descrever como as decisões humanas são influenciadas por fatores psicológicos (Kahneman & Tversky, 1979).

Tais achados tornaram-se base para novas pesquisas, visando aprimorar a compreensão acerca de quais fatores ou situações são capazes de interferir na racionalidade humana e conseqüentemente na tomada de decisão dos indivíduos, em outras palavras, durante as décadas

seguintes a literatura foi marcada por estudos que investigavam os efeitos práticos da racionalidade limitada, heurísticas cognitivas e vieses comportamentais no comportamento dos investidores (Aguirre & Aguirre, 2024; Cardoso *et al.*, 2024; Valcanover *et al.*, 2020; Wong, 2020).

Alinhado a estudos da década passada, Xie (2024) realizou um estudo com investidores chineses e observou que, quando expostos a informações com alta carga emocional, esses investidores apresentam maior propensão à tomada de decisões impulsivas. Essa tomada de decisão ocorre mesmo quando os indivíduos possuem pleno acesso a informações relevantes para realização de uma análise racional. Por fim, ele conclui destacando a importância de compreender e lidar com a psicologia do investidor, a fim de cultivar um cenário de investimento mais estável e eficiente.

Salienta-se que, a partir de 2020, a literatura ganha novas perspectivas a respeito das finanças comportamentais devido ao uso de ferramentas neurocientíficas e tecnológicas. O levantamento bibliográfico de Scodelario *et al.* (2023), demonstra esse processo de desenvolvimento na pesquisa. Os autores enfatizam o papel dos vieses cognitivos na tomada de decisões financeiras e destacam como esses preconceitos podem levar a escolhas errôneas e perdas financeiras significativas para os investidores.

Por meio deste levantamento bibliográfico, constatou-se que a genética influencia aproximadamente 45% das decisões financeiras, com o restante moldado por experiências pessoais e eventos específicos. O estudo ainda ressalta a importância de compreender as entradas emocionais nas decisões financeiras. Segundo os autores, áreas do cérebro, como o córtex pré-frontal, são ativadas durante as avaliações de investimento e essa área, em específica, é responsável por determinar valores, modulando o peso das decisões econômicas.

O estudo conduzido por Sundavadara e Sanghvi (2024) também exemplifica essa evolução. Por meio da mensuração de respostas cerebrais, os autores analisaram os impactos das emoções na tomada de decisão financeira. Utilizando eletroencefalografia (EEG), os autores constataram padrões de ativação associados a decisões de compra e venda de ativos, e evidenciaram que emoções, como medo e excitação, exercem um papel significativo na tomada de decisão e que, frequentemente, essas emoções suplantam a racionalidade esperada.

Observa-se que a presença e persistência de vieses como a aversão à perda, a ancoragem, a representatividade, o excesso de confiança e o comportamento de manada, embora não constituam o foco analítico desta pesquisa, e ocorrendo em diferentes épocas e contextos, seja entre investidores inexperientes ou experientes, evidenciam que o comportamento dos agentes

não se mantém estritamente racional, reforçando, assim, a robustez das finanças comportamentais como campo analítico (Bihari *et al.*, 2023; Cardoso *et al.*, 2024).

Tais estudos, a respeito do mercado financeiro, deram suporte à constatação de que a hipótese de que os preços dos ativos se ajustam de forma completamente eficiente às informações disponíveis não estava correta em tempo integral. Em outras palavras, os padrões anormais do comportamento dos ativos são inconsistentes com a Hipótese de Mercado Eficiente (Brav & Heaton, 2002; Rosini & Shenai, 2020; Naz *et al.*, 2021).

Dessa forma, em meio a consolidação das finanças comportamentais como um campo de estudo capaz de auxiliar na compreensão da tomada de decisão dos indivíduos, surge a Hipótese dos Mercado Adaptativo (HMA). Essa hipótese integra a HME com as Finanças Comportamentais, inferindo que a eficiência do mercado não é estática, mas evolui com o tempo (Lo, 2004).

Ao analisar a bolsa de valores de Londres, em uma perspectiva dinâmica da HMA Rosini e Shenai, (2020) identificaram que os mercados financeiros podem passar por fases de ineficiência e eficiência, indicando que os investidores devem adaptar suas estratégias para lucrar com as mudanças nas condições do mercado. O estudo também capturou o comportamento inconstante e variável no tempo das anomalias do calendário.

Dessa forma constatou-se que essas anomalias ocorrem em momentos diferentes, refletindo a natureza dinâmica das condições de mercado e o comportamento do investidor. De fato, o AMH afirma que a diversidade dos participantes do mercado é o que influencia os períodos de eficiência e ineficiência do mercado (Rosini & Shenai, 2020). Nessa vertente, observa-se que as anomalias de mercado estão diretamente associadas a interferência de vieses, heurísticas e fatores psicológicos e emocionais na tomada de decisão dos investidores (Xie, 2024).

Com base no exposto, compreende-se as Finanças Comportamentais como um campo de estudo, que busca compreender como fatores psicológicos e emocionais afetam diretamente a tomada de decisões financeiras dos indivíduos segundo (Sundavadara & Sanghvi, 2024). Essa área de estudo ampliou o conhecimento a respeito da atuação dos agentes do mercado financeiro e tem se revelado fundamental para compreender as anomalias de mercado que não podem ser justificadas por teorias financeiras convencionais (Wong, 2020).

Sendo assim, nota-se que as contribuições mais recentes têm se orientado por pesquisas que buscam evidências empíricas a partir de métodos experimentais, tecnológicos e interdisciplinares (Aguirre & Aguirre, 2024; Sundavadara & Sanghvi, 2024). Esse movimento

reforça a consolidação das finanças comportamentais como campo legítimo de investigação científica, mas por outro lado produz o desafio de operacionalizar conceitos subjetivos dentro de metodologias robustas.

Um desafio a ser destacado, e que ainda persiste nas pesquisas atuais, é que apesar dos avanços observados na literatura, o ramo das finanças comportamentais ainda enfrenta certos obstáculos como, por exemplo, à incorporação desses vieses nos modelos de precificação de ativos e a necessidade de desenvolver modelos estatísticos e econométricos que capturam adequadamente os efeitos comportamentais (Brav & Heaton, 2002; Liu *et al.*, 2022). Em outras palavras, o que se observa na prática é que apesar das evidências empíricas serem robustas, a integração teórica entre comportamento e métricas de avaliação financeira ainda representa um desafio significativo (Wong, 2020).

2.2 Anomalias de Calendário

Desde os trabalhos de Fama e Blundell (1998), as principais anomalias de mercado puderam ser categorizadas como: anomalias de calendário (relacionadas a padrões de ocorrência sazonal dos preços), anomalias fundamentais (relacionadas ao valor da ação) e anomalias técnicas (relacionadas às previsões futuras). Essa taxonomia contribui para que estudos empíricos sejam realizados de forma isolada e que seus efeitos comportamentais possam ser analisados em contextos específicos.

As anomalias de calendário, enquanto fenômeno empírico que desafia a aleatoriedade pressuposta pela Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), consolidou-se como um dos pilares da pesquisa em finanças comportamentais e anomalias de mercado. Estudos pioneiros como Fields (1934), Wachtel (1942), Cross (1973), French (1980), Keim (1983) e Lakonishok e Smidt (1988), tiveram início nos Estados Unidos e possibilitaram a identificação de comportamentos anormais no mercado financeiro em períodos específicos.

O estudo de Cross (1973) objetivou analisar o comportamento dos preços das ações norte-americanas às sextas e segundas-feiras. Essa investigação resultou na identificação de que os retornos médios observados nas segundas-feiras tendiam a ser negativos, enquanto às sextas-feiras os retornos eram, em geral, positivos.

Tal evidência ampliou a compreensão acerca do comportamento dos investidores, uma vez que se constatou que os preços não se ajustavam de forma aleatória, mas que apresentavam padrões recorrentes, contrariando os fundamentos da HME.

Nessa mesma vertente, Officer (1975) examinou a sazonalidade dos retornos no mercado de capitais australiano, ampliando o escopo empírico ao empregar uma metodologia

que analisa estatisticamente os retornos médios diários, semanais e mensais ao longo de um período de dez anos. Seus achados foram semelhantes aos observados por Cross (1973), reforçando assim a ocorrência de um comportamento possivelmente não aleatório do mercado, além do fato de que esse efeito sazonal não seria exclusivo do mercado norte-americano.

No ano seguinte, Rozeff e Kinney (1976) realizaram uma investigação de séries históricas de retornos mensais de ações listadas na Bolsa de Valores de Nova York com ênfase no mês de janeiro. Seus resultados demonstraram a ocorrência de um comportamento estatisticamente significativo de retornos anormalmente elevados nesse período, consolidando a noção de sazonalidade e previsibilidade dos retornos em determinados períodos do ano.

Contribuições importantes vieram nos anos seguintes que ampliaram a análise da sazonalidade para além do mercado acionário. Schneeweis e Woolridge (1979) observaram a existência de sazonalidade não apenas nos retornos de ações, mas também nos mercados de títulos, indicando que tais efeitos se estendem a diferentes instrumentos financeiros.

Outra contribuição relevante foi realizada por French (1980) ao aprofundar a análise do efeito fim de semana, concluiu que os retornos negativos observados nas segundas-feiras persistem mesmo após o controle por risco e outras variáveis explicativas. Esses achados ampliaram o escopo das anomalias de calendário, ao evidenciar que tais padrões não podem ser atribuídos exclusivamente a fatores fundamentais.

Com a incorporação de modelos econométricos mais sofisticados, para analisar a sazonalidade do mercado, o enfoque dos estudos passou a ser metodológico. Dessa forma, os anos 80 marcaram a ampliação empírica do fenômeno, bem como uma busca argumentativa e interpretativa a fim de identificar as causas do efeito calendário (Gibbons & Hess, 1981; Keim, 1983; Lakonishok & Smidt, 1988).

Após este período, os estudos referentes às anomalias de calendário foram se consolidando como um campo relevante de investigação empírica dentro das finanças e uma nova perspectiva surgiu com o trabalho de Lakonishok e Smidt (1988). Eles propuseram a que parte do efeito calendário estaria associado ao comportamento dos gestores institucionais, especialmente no fechamento de trimestre ou ano fiscal.

Segundo os autores, esse comportamento seria resultante da pressão por desempenho que é exercida sobre os gestores para realizarem estratégias específicas de alocação, resultando assim em um comportamento periódico dos preços dos ativos. Essa abordagem reforça a possibilidade de que as anomalias de calendário podem estar associadas a fatores comportamentais, institucionais e estratégicos.

Salienta-se que, apesar de haver um consenso sobre a existência de padrões estatisticamente significativos nos retornos dos ativos de modo sazonal (Ariel, 1987; Cross, 1973; Rozeff & Kinney, 1976) existem divergências, principalmente referente às possíveis explicações para ocorrência desses padrões.

Dessa forma, parte da literatura atribui a explicação dos efeitos a vieses comportamentais, como a aversão à perda, excesso de confiança ou humor do investidor, por exemplo, enquanto outros autores atribuem esse comportamento a causas estruturais, como políticas de pagamento, ciclos de liquidação, atuação de fundos institucionais (French, 1980; Lakonishok & Levi, 1985).

A literatura contemporânea amplia essa discussão e apresenta novas percepções a respeito de anomalias de calendário já consolidadas. Essas pesquisas evidenciam que as anomalias decorrem de fatores não fundamentais e podem influenciar de modo sistemático a precificação dos ativos (Abro *et al.*, 2021; Aslam *et al.*, 2022; Shanaev *et al.*, 2022).

Nesse sentido, um ponto de inflexão relevante diz respeito à incorporação de eventos culturais e religiosos como possíveis estopins dos efeitos sazonais. Estudos como os de AlAwadhi (2021) demonstram que datas religiosas são capazes de gerar alterações significativas no humor dos investidores, influenciando o desempenho dos ativos financeiros.

O autor argumenta que, nesses períodos, há uma combinação de aumento do otimismo coletivo, diminuição no volume de negociações e redução do comportamento especulativo, impulsionados pelo aumento da religiosidade e por considerações éticas no investimento. Dessa forma, a ocorrência em conjunto desses elementos, apesar de não conduzirem a maiores retornos durante o Ramadã, resultam em menor volatilidade do mercado.

Essa dimensão cultural também aparece de forma significativa em estudos que analisam o efeito calendário em mercados emergentes da América Latina, Ásia e Europa Oriental. Os achados de Malaquias *et al.* (2023) evidenciaram que os feriados norte-americanos afetam o mercado de ações brasileiro por meio da redução do volume de negociação.

Os resultados se ampliam quando os autores destacam que outros mercados são afetados por eventos como o Ramadã e o ano novo chinês, reforçando a necessidade de se investigar essas anomalias à luz de seus contextos institucionais e sociais, demandando a aplicação de modelos mais flexíveis e interpretativos.

No que tange à evolução metodológica, observa-se que enquanto estudos mais antigos eram analisados a partir de médias condicionais, pesquisas recentes passaram a empregar modelos econométricos robustos, como GARCH, EGARCH e regressões quantílicas, com

intuito de detectar efeitos não lineares (Bassiouny *et al.*, 2023; Malaquias *et al.*, 2023; Shehadeh & Zheng, 2023) Nesse sentido, os estudos referentes a anomalias de calendário têm caminhado para utilização de modelos híbridos, que relacionam métricas estatísticas e variáveis subjetivas, como humor do investidor, confiança e contexto sociopolítico.

Outro avanço relevante diz respeito à ampliação do escopo, abrangendo o comportamento de diferentes tipos de ativos. Enquanto a literatura tradicional se concentrava no retorno de ações e índices, estudos recentes têm analisado a presença de efeitos sazonais em ETFs, títulos públicos, criptomoedas e *commodities* (Hsu *et al.*, 2022). Grossi & Malaquias, 2020) ao examinarem o mercado de criptomoedas, identificaram padrões sazonais no mercado de criptomoedas semelhantes aos observados no mercado acionário, sugerindo a atuação de mecanismos psicológicos comuns.

Observa-se, também, um aumento na investigação da ocorrência de efeitos calendários associados a eventos globais e locais de grande impacto. Eleições, Crises financeiras e a pandemia da COVID-19, são exemplos de eventos que têm sido alvo desse tipo de análise (Bassiouny *et al.*, 2023; Makatjane & Moroke, 2022; Malaquias *et al.*, 2023). Nesse contexto, os investidores tendem a tomar decisões embasadas em heurísticas temporais como forma de mitigar a complexidade da tomada de decisão e lidar com elevados níveis de incerteza (Xie, 2024).

Outro aspecto relevante, na literatura atual, diz respeito à investigação da persistência temporal das anomalias. Em outras palavras, estudos recentes destinam-se a, além de identificar a ocorrência de efeitos sazonais, analisar se tal fenômeno é transitório ou persistente ao longo do tempo, apesar do aumento da eficiência informacional dos mercados (Shanaev *et al.*, 2022). Para isso são realizadas análises de séries temporais, com grandes janelas amostrais (Bassiouny *et al.*, 2023; Chhabra & Gupta, 2022).

Nessa vertente, Eduah *et al.*, (2024) conduziram uma análise de dados mensais de retorno de ações de janeiro de 1990 a dezembro de 2020, em nove mercados emergentes e onze desenvolvidos. O estudo constatou que, entre todos os mercados examinados, o Brasil foi o único a apresentar oscilações sazonais menos previsíveis nos retornos e maior volatilidade relativa, quando comparado aos demais mercados analisados. Vale salientar que essa persistência pode ser decorrente de eventos específicos de cada país (Shanaev *et al.*, 2022).

Sendo assim, a literatura sugere que a persistência ou desaparecimento dos efeitos calendário depende não apenas de fatores técnicos, mas também de elementos comportamentais e culturais (Lobão & Costa, 2022). Por essa razão, A origem dessas anomalias permanece como

um ponto de divergência, com parte dos autores defendendo explicações comportamentais e outros enfatizando fatores institucionais ou microestruturais (Alvi *et al.*, 2021; Grossi & Malaquias, 2020; Zhang *et al.*, 2024).

Com base no exposto, observa-se que, ao longo de quase um século, os estudos sobre o efeito calendário evoluíram de observações meramente descritivas, para constatações empíricas isoladas e posteriormente, para análises complexas que integram variáveis comportamentais, estruturais e institucionais (Eduah *et al.*, 2024; Grossi & Malaquias, 2020; Lobão & Costa, 2022). Essa trajetória evidencia um esforço gradativo da literatura em conciliar a evidência empírica com bases teóricas, a fim de, além de identificar as anomalias e suas características, evidenciar a causa de sua ocorrência.

Por fim, é necessário destacar que apesar da detecção do efeito calendário por vezes mostrar-se estatisticamente significativo, sua magnitude é pequena quando comparada ao risco envolvido nas operações. Assim, sua relevância prática mostra-se limitada, o que reforça a necessidade de abordagens analíticas cuidadosas (Chhabra & Gupta, 2022). Com intuito de ampliar a compreensão acerca do efeito calendário, são apresentadas, a seguir, as principais anomalias de calendário identificadas na literatura.

2.2.1 Efeito mês do ano

O denominado efeito mês do ano, em destaque o mês de janeiro, constitui uma das anomalias sazonais mais conhecidas e amplamente documentadas na literatura de anomalias de calendário (Keim, 1983; Rozeff & Kinney, 1976). Esse efeito é caracterizado pela ocorrência sistemática de retornos médios anormais dos ativos financeiros em um determinado mês do ano, em comparação aos retornos dos outros meses, apresentando um padrão inconsistente com os pressupostos da hipótese de eficiência de mercado na sua forma fraca.

Inicialmente o mês de janeiro foi identificado como um período que apresentava retornos significativamente superior aos demais meses (Rozeff & Kinney, 1976). Essa regularidade foi interpretada como uma anomalia recorrente e generalizável entre mercados.

Contudo, estudos mais recentes têm revelado que o mês atípico pode variar conforme regiões, períodos, bem como a estrutura, maturidade e contexto cultural dos mercados. Dessa forma a literatura passou de uma abordagem generalista, para uma perspectiva mais particular (Deari & Ulu, 2023; Norvaišienė & Stankevičienė, 2022; Shust, 2024). Sendo assim, a recorrência do efeito janeiro passou a ser analisada de forma mais criteriosa e não como uma regularidade universal.

Nessa vertente, Grossi e Malaquias (2020) identificaram que a sazonalidade dos fluxos financeiros não se restringe ao mês de janeiro, sendo possível identificar meses alternativos com retornos superiores, especialmente em ambientes de elevada aversão ao risco ou diante de mudanças nos incentivos fiscais. Com base em seus achados, os autores afirmam que o comportamento dos investidores tende a se ajustar às condições econômicas e institucionais, o que, conseqüentemente, compromete a estabilidade temporal do efeito.

Considerando uma análise comportamental, estudos como Shen *et al.* (2020) e Chen *et al.* (2021) sugerem que os investidores demonstram, no início do ano, maior propensão ao risco, expectativas de recomposição de perdas e estratégias de reequilíbrio de portfólios após o fechamento anual. Essa interpretação é consistente com a teoria do prospecto e aponta para a existência de um “*reset* comportamental” no início do ano, sugerindo que o efeito pode ser mais comportamental que estrutural.

Evidenciando a heterogeneidade do fenômeno, Norvaišienė e Stankevičienė (2022) ao analisarem bolsas nórdicas e bálticas, identificaram um efeito mês do ano invertido, com retornos atípicos distribuídos ao longo de diferentes meses, dependendo do setor analisado.

Semelhantemente Deari e Ulu (2023) ao analisarem o mercado macedônio, identificaram que o retorno atípico mais relevante foi identificado no final de março. Tais achados rompem com a expectativa clássica associada ao mês de janeiro e reforça que o efeito mês do ano assume características específicas de acordo com a estrutura produtiva e institucional de cada mercado.

De modo complementar, os estudos que analisam o efeito virada do mês (*turn-of-the-month effect*) contribuem para ampliar o escopo da sazonalidade mensal. Segundo Irtiza *et al.* (2021) e Lee e Kim (2022), os últimos dias de cada mês e os primeiros do mês seguinte apresentam retornos significativamente superior à média, associada a rotinas financeiras previsíveis, como pagamentos salariais, ajustes contábeis e decisões institucionais de alocação, gerando um padrão recorrente de retornos positivos a despeito do mês em questão.

Apesar da robustez empírica do efeito mês do ano em diversos contextos, a literatura também apresenta divergências quanto à sua intensidade e persistência. Enquanto alguns estudos defendem a continuidade do efeito com base em fatores cognitivos e comportamentais relativamente estáveis (Chen *et al.*, 2021; Shen *et al.*, 2020), outros afirmam que o fenômeno pode se deslocar ou mesmo desaparecer diante de mudanças no arcabouço tributário ou nas condições econômicas locais (Grossi & Malaquias, 2020; Potin *et al.*, 2015). Sendo assim essas

divergências evidenciam que a sazonalidade pode ser tanto uma anomalia recorrente quanto um efeito transitório.

Outro aspecto a ser considerado, do ponto de vista metodológico, enfatiza que a identificação do efeito mês do ano depende do recorte temporal, do mercado analisado e da abordagem empírica adotada. Essa variação metodológica contribui para a compreensão de que a sazonalidade é multifacetada e que sua mensuração requer atenção ao recorte espacial, temporal e metodológico (Deari & Ulu, 2023; Norvaišienė & Stankevičienė, 2022; Shust, 2024).

Em síntese, constata-se que o efeito mês do ano não é uniforme e nem imutável, mostrando-se altamente sensível a variáveis comportamentais, econômicas e institucionais. Essa heterogeneidade impulsiona a realização de diferentes estudos, em contextos diversos, a fim de confirmar a existência de retornos anômalos em diferentes mercados e diferentes meses do ano.

2.2.2 Efeito dia da semana

O efeito dia da semana (*day-of-the-week effect*) constitui, assim como o efeito mês do ano, uma das anomalias sazonais mais consolidadas e recorrentes na literatura e consiste na ocorrência de padrões sistemáticos nos retornos médios dos ativos conforme o dia de negociação (Naz *et al.*, 2021). Além dos retornos, o efeito dia da semana também se mostra significativo sobre os volumes de negociações (Meek & Hoelscher, 2023).

Em especial, o efeito segunda-feira tem sido frequentemente documentado como um padrão em que os retornos observados nesse dia da semana são significativamente inferiores aos dos demais (Grossi & Malaquias, 2020).

A presença do efeito segunda-feira foi identificada com consistência em diversos mercados, como Paquistão (Naz *et al.*, 2021; Raza *et al.*, 2023), Alemanha (Miss *et al.*, 2020), Coreia do Sul (Kim & Ryu, 2022), Estados Unidos (Meek & Hoelscher, 2023), entre outros. Essa constatação demonstra a abrangência do fenômeno em diferentes mercados financeiros.

Ainda assim, semelhantemente ao efeito mês do ano, que não apresenta uma universalidade entre os mercados, o efeito dia da semana não se restringe à segunda-feira. Gayaker *et al.* (2020) apontam para retornos anômalos não apenas nas segundas-feiras, mas também nas quartas-feiras e em outras variáveis financeiras, como taxas de juros, o que reforça que o calendário semanal pode operar de maneira distinta conforme a microestrutura e o contexto institucional de cada mercado.

Complementarmente, vale salientar, que em contextos mais desenvolvidos e líquidos o efeito segunda-feira tende a ser mais sutil (Meek & Hoelscher, 2023; Miss *et al.*, 2020). Já em mercados emergentes, os padrões negativos de retorno às segundas-feiras são mais acentuados e persistentes (Khan *et al.*, 2020; Oruç Erdoğan *et al.*, 2022; Raza *et al.*, 2023).

Ademais, em mercados mais desenvolvidos, mesmo que o efeito seja historicamente relevante, ele pode apresentar enfraquecimento ou intermitência, sendo esse enfraquecimento associado a maior eficiência informacional (Miss *et al.*, 2020). Essas diferenças sugerem que a maturidade do mercado e o grau de eficiência informacional são determinantes na força e na persistência do efeito dia da semana.

Apesar do efeito segunda-feira ter sido pioneiro em relação à sazonalidade de dias de semanas, estudos recentes têm direcionado o foco de um dia isolado, para a dinâmica do fim de semana. Estudos sobre o efeito fim de semana e padrões entre sextas-feiras e segundas-feiras argumentam que parte do resultado observado na segunda-feira decorre do acúmulo de informações quando o mercado está fechado e do reposicionamento de investidores que ajustam suas posições na sexta-feira de forma a antecipar os riscos do fim de semana, contribuindo na construção de padrões assimétricos de retorno (Díaz-Mendoza & Pardo, 2020; Gu *et al.*, 2023; Li *et al.*, 2023)

Observando o fenômeno pela ótica das finanças comportamentais, evidências indicam que as mudanças de sentimento do investidor, entre o fim de semana e o início da nova semana, impactam os retornos às segundas-feiras. E dessa forma os retornos negativos associados à abertura semanal estariam correlacionados a um declínio no otimismo dos investidores (Kim & Ryu, 2022).

Nessa perspectiva, de modo complementar, estudos em mercados emergentes demonstram que notícias, sobretudo negativas, tendem a impactar significativamente mais forte às segundas-feiras, repercutindo em retornos inferiores outros dias da semana (Gu *et al.*, 2023; Meek & Hoelscher, 2023; Raza *et al.*, 2023).

Ademais, essa dinâmica também é evidenciada em ativos digitais. Nota-se que, diferentes classes de ativos, como criptomoedas, por exemplo, apresentam padrões estatisticamente distintos ao longo da semana, sugerindo que parte do efeito pode persistir mesmo em mercados modernos e digitalizados (Kristjanpoller & Tabak, 2025; Miralles-Quirós & Miralles-Quirós, 2022; Zhang *et al.*, 2024).

A análise setorial do efeito também contribui para o aprofundamento da temática. Estudos como o de Naz *et al.* (2021), sugerem que o efeito segunda-feira não se manifesta de

forma homogênea entre os segmentos. Na janela e mercado analisado, os autores identificaram que setores como tecnologia e saúde apresentaram retornos significativamente negativos às segundas-feiras, ao passo que setores industriais demonstraram maior resiliência.

Por fim, observa-se que a literatura recente confirma, dada suas especificidades de mercado, a presença de retornos sistematicamente inferiores às segundas-feiras. Ademais, reconhece que a dinâmica semanal dos retornos não é estritamente aleatória, sendo influenciada por fatores comportamentais (sentimento, aversão a notícias negativas), informacionais (acúmulo de informações no fim de semana) e contextuais (maturidade e eficiência do mercado)(Miss *et al.*, 2020).

2.2.3 Feriados e datas comemorativas

A literatura sobre o efeito calendário ampliou seu escopo e passou a contemplar, de maneira crescente, a influência de feriados e datas comemorativas no comportamento dos mercados financeiros (Grossi & Malaquias, 2020; Malaquias *et al.*, 2023). Esses eventos, que envolvem celebrações religiosas, festividades comerciais e culturais, têm sido associados com o comportamento atípico nos retornos dos ativos e na volatilidade dos mercados.

Essa perspectiva sugere uma influência significativa de fatores comportamentais e institucionais na tomada de decisão dos indivíduos. Dentre os efeitos investigados destacam-se o *Halloween Effect*, *Ramadã Effect*, as anomalias associadas à *Black Friday* e aos feriados nacionais ou religiosos.

Em se tratando do *Halloween Effect*, Plastun *et al.* (2020), realizaram um amplo estudo histórico para verificar a presença do efeito *Halloween* em mercados desenvolvidos, confirmando que, em diversas janelas temporais, os retornos entre novembro e abril são significativamente superior aos observados entre maio e outubro. Os autores atribuem esse padrão à sazonalidade do comportamento dos investidores institucionais, bem como a aspectos psicológicos relacionados à aversão ao risco no segundo semestre.

Complementarmente, Zhang e Jacobsen (2021) reforçam essa persistência desse efeito ao demonstrar que o efeito *Halloween* se manifesta “em todo lugar e o tempo todo”, sustentando que a anomalia persiste inclusive após o controle por riscos sistemáticos, o que desafia a hipótese de eficiência dos mercados. Seus achados confrontam a percepção de que uma vez conhecida a anomalia perde força.

Reforçando os achados de Zhang e Jacobsen (2021), Chui *et al.* (2020) exploram essa premissa em contextos culturais distintos e introduzem o conceito de *Eastern Halloween Effect*. Em suma, os autores identificam que o efeito *Halloween* também se manifesta em mercados

orientais, especialmente nos períodos imediatamente anteriores ao Dia das Bruxas, ainda que com nuances culturais próprias.

Ainda considerando contextos culturais distintos, Sikarwar *et al.* (2020) investigaram, em um mercado indiano, especificamente o fenômeno da sexta-feira 13. Seus achados apontam para ocorrência de retornos anormalmente negativos nesse dia. Os autores sugerem que fatores supersticiosos e crenças culturais podem impactar significativamente o comportamento dos investidores, evidenciando uma dimensão ainda pouco explorada do viés comportamental.

No que tange às festividades comerciais, destaca-se o estudo de Dailydytė e Bužienė (2020) que analisaram se os efeitos associados à Black Friday e outras datas promocionais permanecem sustentáveis ao longo do tempo. A pesquisa revela que tal efeito não apresenta persistência como outras anomalias do mercado.

Embora tais efeitos tenham sido inicialmente fortes, sua magnitude diminuiu e os autores inferem que essa diminuição se deu possivelmente devido à crescente eficiência dos mercados ou à antecipação das estratégias dos investidores. Sendo assim fica evidente que essas anomalias podem se enfraquecer com o tempo.

No campo das celebrações religiosas, o mês sagrado do Ramadã tem sido amplamente estudado e associado a efeitos significativos no desempenho dos mercados islâmicos. Abro *et al.* (2021) observaram que, durante o mês sagrado, há uma redução significativa na volatilidade e, em alguns casos, um aumento nos retornos nos países do Conselho de Cooperação do Golfo (GCC), resultado atribuído ao maior otimismo e à confiança induzidos pelo ambiente espiritual do período.

No mesmo sentido, Noori *et al.* (2020) ao analisarem o mercado iraniano, constataram retornos anômalos positivos e menor volume de transações, sugerindo que a prática religiosa promove atitudes mais pacientes e menos especulativas entre os investidores. Esses achados são complementados por AlAwadhi (2021), que demonstrou que indivíduos mais religiosos tendem a evitar comportamentos especulativos, favorecendo decisões mais cautelosas. Tais estudos evidenciam que a religiosidade pode atuar como moderadora do comportamento financeiro.

O efeito feriado, em sentido mais amplo, foi alvo das pesquisas de Díaz-Mendoza e Pardo (2020). Eles observaram alterações no mercado em períodos anteriores ao feriado e identificaram uma intensificação da volatilidade antes de interrupções no pregão, bem como um aumento nos volumes de negociação e no fluxo de notícias financeiras. Tais achados indicam que os agentes de mercado antecipam possíveis eventos durante o recesso e esse

comportamento é interpretado como uma resposta à incerteza sobre o que poderá ocorrer durante o intervalo de não negociação.

No âmbito dos criptoativos, Zhang *et al.* (2024) exploraram a relação entre sentimento do investidor e o efeito feriado no mercado chinês de criptomoedas. Os autores detectaram que os períodos que antecedem feriados nacionais são marcados por retornos anormais, intensificados por sentimentos positivos predominantes.

Aliados aos resultados encontrados em mercados tradicionais, tal resultado sugere que, mesmo em mercados com estrutura distinta, como o de criptomoedas, o comportamento coletivo dos investidores em torno de datas comemorativas continua a influenciar os preços dos ativos de maneira significativa (Kinatader & Papavassiliou, 2021).

Sendo assim, nota-se que as pesquisas em torno dessas datas ampliam a compreensão sobre os limites da racionalidade dos agentes econômicos e reforçam a importância de incorporar variáveis não tradicionais, como sentimento e religiosidade, nas análises de mercado, demonstrando assim que o comportamento dos investidores é fortemente moldado por elementos contextuais, fatores culturais, institucionais e comportamentais.

Entretanto, o que se observa também é que, apesar da constatação de que eventos comerciais, feriados e eventos religiosos impactam tanto o retorno quanto a volatilidade dos mercados, há certas divergências quanto à intensidade e à persistência desses efeitos.

2.2.4 Eventos esportivos e Copa do mundo

O comportamento do mercado financeiro também tem sido estudado sob a ótica da influência de eventos esportivos de grande magnitude, em especial quando esses eventos atingem escala global, como a Copa do Mundo FIFA e os Jogos Olímpicos (Ferris *et al.*, 2023; Gopane & Mmotla, 2019).

Esses megaeventos não apenas mobilizam grandes massas populacionais, mas também afetam o fluxo de informações, o nível de atenção dos investidores, e, conseqüentemente, a formação dos preços nos mercados de capitais (Cai *et al.*, 2023; Ferris *et al.*, 2023; Wang, 2022).

Uma das alterações mais recorrentes está associada a distração dos investidores, conforme argumentado por Ehrmann e Jansen (2017) os quais destacam que partidas de futebol com grande apelo midiático tendem a reduzir significativamente o volume de transações e a liquidez dos ativos, à medida que a atenção se desloca para o evento esportivo. Em particular, os autores observaram que essa desatenção era mais pronunciada quando a seleção nacional

estava em campo, o que sugere que países cuja identidade cultural está fortemente associada ao futebol, como o Brasil, podem gerar efeitos mais intensos no mercado.

Eventos com grande capacidade de distração, como copa do mundo, olimpíadas e festas de fim de ano, induzem à persistência quase nula na volatilidade diária, sugerindo que, embora o mercado permaneça relativamente estável, há uma alteração estrutural na dinâmica das negociações (Wang, 2022). Sendo assim, infere-se que a baixa volatilidade no mercado é decorrente de uma redução no foco dos analistas devido a essas festividades.

A percepção de que eventos esportivos resultam em choques comportamentais também encontra respaldo em estudos sobre sentimento de mercado. Edmans *et al.* (2007) identificaram que derrotas em partidas de futebol internacional estão associadas a retornos anormalmente negativos nas bolsas locais. Em linha semelhante, Fan *et al.* (2017) apontaram que o sentimento esportivo afeta os retornos setoriais de forma diferenciada, sendo os setores ligados ao consumo mais vulneráveis ao humor do investidor.

Nessa vertente, é importante considerar o efeito do otimismo excessivo associado aos eventos esportivos. a Copa do Mundo promove uma espécie de irracionalidade previsível, em que investidores tendem a superestimar os impactos positivos de curto prazo, resultando em bolhas especulativas ou correções subsequentes.

Esse padrão é corroborado por Vicentini e Graziano (2016) que observaram reações acima do comportamento esperado nos mercados acionários durante os jogos da Copa, sobretudo em países emocionalmente envolvidos com o torneio.

Além do campo das finanças comportamentais observa-se que durante o período de realização de megaeventos ocorre uma diminuição no volume de ofertas públicas iniciais (IPOs) nos Estados Unidos (Fjesme *et al.*, 2023), bem como uma redução da atividade de negociação durante os jogos (Ehrmann & Jansen, 2017).

Em países emergentes o que se observa são reações diferenciadas nos mercados acionários de acordo com o desempenho da seleção nacional, o que sugere um forte componente de identificação coletiva com o evento (Gopane & Mmotla, 2019).

Tal evidência consolida estudos anteriores, em que o chamado “efeito Copa do Mundo”, indicando que o fenômeno não se restringe a um único país ou edição do torneio, mas se manifesta globalmente por meio de padrões consistentes de retornos anômalos (Nicolau & Sharma, 2018).

Paralelamente aos impactos comportamentais e estruturais, diversos autores discutem os efeitos de natureza econômica. Ao discutir os efeitos econômicos da Copa de 2014 no Brasil,

Santos (2017), destaca a natureza ambígua dos resultados: enquanto alguns setores foram impulsionados, outros enfrentaram retrações substanciais. Esse argumento é reforçado por Ferris *et al.* (2023) que ao analisar a relação entre sediar megaeventos e o crescimento sustentável dos mercados locais, evidenciaram que os impactos são heterogêneos e fortemente dependentes da infraestrutura institucional e econômica do país anfitrião.

Sendo assim, é possível constatar que a literatura evidencia de maneira consistente que eventos esportivos de grande magnitude, como Olimpíadas e a Copa do Mundo FIFA, exercem influências significativas sobre os investidores e conseqüentemente sobre os mercados financeiros, tanto por meio de mecanismos emocionais e comportamentais quanto por efeitos estruturais e macroeconômicos.

2.3 A Copa do Mundo FIFA: definição, características e dinâmica do evento

A Copa do Mundo FIFA constitui um dos eventos esportivos de maior repercussão global, sendo realizada a cada quatro anos desde 1930, reunindo seleções nacionais de diversos países em uma disputa que ultrapassa o caráter esportivo, assumindo contornos econômicos, sociais, políticos e simbólicos, além de mobilizar, a cada edição, bilhões de espectadores em mais de 200 países (Santos, 2017; Drummond, 2023; Ferris *et al.*, 2023; Gopane & Mmotla, 2019; Saggu *et al.*, 2024; Triches, 2021).

No que tange à dinâmica do evento em si, a Copa do Mundo é composta por uma fase classificatória, que mobiliza seleções de todos os continentes, e por uma fase final com 32 seleções, que disputam o título em jogos realizados ao longo de aproximadamente um mês (Gopane & Mmotla, 2019).

A organização do evento impõe restrições temporais e geográficas ao funcionamento regular das atividades econômicas, afetando diretamente os horários de expediente, o consumo, o transporte e o fluxo de pessoas (Santos, 2017). Tais alterações de rotina impactam o funcionamento dos mercados financeiros, com evidências de redução no volume de negociação e aumento na dispersão dos retornos nos dias de jogo da seleção anfitriã (Ferris *et al.*, 2023; Zawadzki & Potrykus, 2023).

A escolha do país-sede representa um fator crucial na compreensão do impacto da Copa sobre os mercados. Ao ser designado como anfitrião, um país não apenas assume compromissos orçamentários e logísticos expressivos, mas também passa a figurar sob os holofotes da mídia internacional e dos investidores.

O anúncio da sede de uma Copa gera efeitos controversos de curto prazo nos índices de mercado do país selecionado, refletindo tanto expectativas otimistas quanto reações cautelosas quanto à capacidade de execução e à estabilidade institucional (Zawadzki & Potrykus, 2023).

Por tratar-se de um evento que apresenta uma periodicidade já estipulada e o fato do país sede ser anunciado com antecedência, seus impactos diferem dos choques exógenos e inesperados, permitindo que empresas, governos e investidores ajustem suas estratégias previamente (Drummond, 2023; Ferris *et al.*, 2023). Entretanto, a previsibilidade do evento não elimina os efeitos comportamentais de curto prazo, como a euforia coletiva durante os jogos ou o impacto emocional das vitórias e derrotas (Triches, 2021).

Um aspecto da copa do mundo a ser destacado é o fato de sua magnitude não se limitar ao domínio esportivo, pelo contrário, esse evento configura-se como um fenômeno de natureza econômica, social e até mesmo geopolítica. Segundo Nawalkha (2024), a Copa possui uma “pegada econômica” que transcende o papel de torneio esportivo ao assumir um caráter de espetáculo global com implicações significativas sobre o turismo, o comércio, o investimento externo e o posicionamento estratégico das nações no cenário internacional.

Do ponto de vista econômico-financeiro, a Copa do Mundo se destaca pela capacidade de gerar “eventos informacionais” que impactam os preços de ativos, o volume de negociações e os índices de volatilidade (Fjesme *et al.*, 2023; Kaplanski & Levy, 2010).

O efeito ocorre por meio de múltiplos canais: aumento da atenção da mídia, distração dos investidores, oscilações no sentimento coletivo e impactos diretos na rentabilidade de empresas ligadas ao setor esportivo, de mídia e varejo (Curatola *et al.*, 2016; Fan *et al.*, 2017).

Nesse contexto, a literatura tem enfatizado o poder econômico da Copa do Mundo como vetor de desenvolvimento e de transformação das cidades-sede. Estudos como o de Nawalkha (2024) revelam que, apesar do elevado custo de organização, os países anfitriões esperam obter retornos não apenas em termos de arrecadação direta, mas também por meio da exposição internacional e da atração de investimentos em infraestrutura.

A natureza simbólica da Copa faz com que esse torneio opere como um catalisador de narrativas nacionais, ativando sentimentos de pertencimento e identidade que se refletem em diversas dimensões sociais, inclusive nos mercados financeiros (Triches, 2021).

Isso é particularmente relevante em países cuja cultura está intrinsecamente ligada ao futebol, como o Brasil, a Argentina e diversas nações africanas. Estudos empíricos, como os de Gopane e Mmotla (2019), revelam que o desempenho da seleção nacional nesses contextos

pode desencadear reações significativas nos índices de ações, sinalizando uma estreita conexão entre orgulho nacional e comportamento do investidor.

Ademais, a Copa gera externalidades positivas e negativas de grande escala. Por um lado, há estímulos ao setor de turismo, à infraestrutura urbana e ao consumo de bens e serviços. Por outro, observa-se a ocorrência de bolhas temporárias em setores específicos, deslocamentos de recursos públicos e, em alguns casos, agravamento de desigualdades sociais (Santos, 2017).

2.3.1 Relevância da Copa para o Brasil

No contexto brasileiro, a Copa do Mundo assume uma centralidade simbólica que transcende o esporte, consolidando-se como um fenômeno cultural, identitário e afetivo (Triches, 2021). O Brasil é historicamente associado ao futebol, tanto pela tradição de conquistas esportivas quanto pela apropriação popular do jogo como forma de expressão nacional. Essa relação particular entre o povo brasileiro e o futebol está na base da forma como o país vivencia, celebra e interpreta a Copa do Mundo (Gastaldo, 2009; Triches, 2021).

O futebol no Brasil foi incorporado ao imaginário nacional como um elemento de coesão social e construção simbólica da identidade brasileira. Em suas palavras, o esporte “deixou de ser apenas uma prática lúdica para tornar-se parte do patrimônio cultural e emocional do país” (Santos, 2017; Triches, 2021).

Durante a Copa do Mundo, esse vínculo nacional se intensifica e as atividades cotidianas são suspensas em nome do espetáculo esportivo. Escolas alteram calendários, empresas flexibilizam horários e a atenção dos veículos de comunicação concentram-se quase exclusivamente no torneio (Ferris *et al.*, 2023; Zawadzki & Potrykus, 2023).

Essa comoção coletiva também se manifesta no mercado financeiro brasileiro, uma vez que as partidas da seleção nacional impactam o comportamento dos investidores, sobretudo pela via da distração e da oscilação emocional (Ehrmann & Jansen, 2017; Fjesme *et al.*, 2023). O “efeito Copa” pode gerar tanto quedas de volume negociado durante os jogos quanto movimentos abruptos de preços em função de resultados inesperados (Cai *et al.*, 2023; Gopane & Mmotla, 2019; Nicolau & Sharma, 2018).

A singularidade do caso brasileiro também está associada à participação popular nos rituais que envolvem esse evento. Segundo Vicentini & Graziano (2016) o evento no Brasil adquire contornos de celebração nacional, com ruas enfeitadas, comércio temático e envolvimento comunitário em transmissões públicas. Essa vivência coletiva amplia o alcance emocional da Copa e reforça o papel do futebol como expressão cultural (Triches, 2021).

Adicionalmente, o Brasil é o único país a ter participado de todas as edições do torneio e o maior campeão da competição, fatores que fortalecem a identificação da população com o evento. Essa condição de “protagonismo histórico” contribui para que a Copa do Mundo seja vivenciada no país como um momento de afirmação de identidade coletiva nacional, no qual a performance da seleção nacional passa a ser interpretada como reflexo da autoestima coletiva (Kaplaniski & Levy, 2010; Nicolau & Sharma, 2018; Triches, 2021).

Essa relação simbólica torna-se mais concreta e evidente quando se observam impactos sociais e econômicos da Copa de 2014, sediada no Brasil. Segundo Santos (2017), o evento gerou uma série de efeitos contraditórios: ao mesmo tempo em que promoveu melhorias em infraestrutura e aumentou a visibilidade internacional do país, também foi alvo de críticas quanto aos custos elevados e à priorização de interesses privados. Ainda assim, o entusiasmo popular foi expressivo, revelando a centralidade do futebol no imaginário nacional.

Por fim, é importante mencionar que o envolvimento emocional do brasileiro com o futebol se traduz em comportamentos econômicos que desafiam a racionalidade estrita do modelo do investidor. Estudos como os de Ehrmann e Jansen (2017) e Saggi *et al.* (2024) demonstram que eventos esportivos de grande apelo podem distorcer decisões de investimento, influenciar previsões de risco e alterar o *timing* de operações no mercado, sobretudo em países onde o esporte desempenha papel identitário tão marcante quanto no Brasil.

Dessa forma, a compreensão da influência da Copa do Mundo FIFA sobre o mercado financeiro brasileiro, exige uma abordagem que ultrapassa o esporte, abrangendo dimensões econômicas, culturais, institucionais e comportamentais. Essa perspectiva integrada é essencial para analisar os impactos do torneio nos mercados financeiros, sobretudo em países emergentes como o Brasil, cujo envolvimento com o futebol possui raízes históricas profundas.

2.4 Hipóteses da Pesquisa

Diante do exposto, a literatura evidencia que o comportamento dos investidores não é plenamente racional, sendo frequentemente influenciado por heurísticas, vieses comportamentais e fatores emocionais (Figueiredo Neto *et al.*, 2023; Kahneman e Tversky, 1979; Simon, 1955). No contexto brasileiro, destaca-se que eventos futebolísticos, como a Copa do Mundo, possuem forte apelo emocional, mobilizam a atenção da população e são capazes de impactar o comportamento dos investidores e, conseqüentemente, o funcionamento dos mercados financeiros (Santos, 2017; Cai *et al.*, 2023; Ehrmann & Jansen, 2017; Ferris *et al.*, 2023; Gastaldo, 2009).

Além disso, o efeito calendário, já documentado no mercado nacional e internacional (Costa Jr, 1990; Malaquias *et al.*, 2023; Norvaišienė & Stankevičienė, 2022), manifesta-se por meio de padrões recorrentes de retornos, volumes e volatilidade em determinados períodos, muitas vezes associados a fatores comportamentais, culturais e emocionais (Grossi & Malaquias, 2020; Lobão & Costa, 2022). Dessa forma, formulou-se o seguinte conjunto de hipóteses:

A hipótese H1 fundamenta-se nas evidências de que os impactos da Copa do Mundo sobre o mercado financeiro não se restringem a uma edição isolada, mas se manifestam de forma recorrente em diferentes edições (Cai *et al.*, 2023), sinalizando a ocorrência de uma anomalia sazonal persistente. Esse padrão é consistente com a definição de anomalias de calendário, que, segundo Lobão e Costa (2022) e Grossi e Malaquias (2020), podem apresentar estabilidade ou recorrência ao longo do tempo.

H1: A Copa do Mundo afeta retornos, volume e volatilidade do IBOVESPA.

A hipótese H2 está relacionada à dinâmica intertemporal dos retornos em torno dos jogos da Seleção Brasileira e está alinhada com a literatura, que associa a expectativa otimista dos investidores ao aumento dos retornos antes de eventos de grande repercussão (Figueiredo Neto *et al.*, 2023). A antecipação de eventos de grande repercussão pode gerar um ambiente de euforia coletiva, elevando a atenção e influenciando decisões de investimento antes do evento, guiadas por expectativas otimistas e seguidas de possíveis ajustes ou reversões após sua realização (Chen *et al.*, 2021).

H2: Jogos da Seleção Brasileira influenciam os retornos.

As hipóteses H3 e H4 apresentam sustentação nos achados de Ehrmann e Jansen (2017) e Cai *et al.* (2023), que documentam uma redução significativa na atividade de negociação dos investidores durante jogos de futebol com grande apelo nacional, devido à distração dos agentes econômicos.

No contexto brasileiro, Gastaldo (2009) reforça que a Copa do Mundo redireciona a atenção dos agentes econômicos, o que pode reduzir o volume de negócios no mercado acionário durante os jogos da Seleção Brasileira. Tal comportamento está alinhado com as discussões sobre anomalias de calendário, nas quais fatores culturais e emocionais impactam diretamente os padrões de negociação (Chatzitzisi *et al.*, 2021; Luo & Tian, 2020).

Essa menor participação dos investidores durante esses períodos pode resultar em uma redução temporária da volatilidade, associada à menor intensidade de negociações (Ehrmann & Jansen, 2017). Observa-se que eventos de alta capacidade de distração tendem a produzir uma

persistência quase nula na volatilidade diária, resultando em um mercado momentaneamente mais estável, porém menos líquido (Wen *et al.*, 2022).

Sendo assim, no contexto brasileiro, onde o futebol exerce uma forte influência cultural, é plausível que a volatilidade apresente comportamento distinto durante os dias de jogos da Seleção. Dessa forma, as hipóteses H3 e H4 decorrem da constatação de que grandes eventos, como a Copa do Mundo, podem afetar não apenas os retornos, mas também a dinâmica dos mercados no que tange ao volume e a volatilidade.

H3: Jogos da Seleção Brasileira afetam volume de negociação.

H4: Jogos da Seleção Brasileira impactam volatilidade.

Por fim, outro aspecto a ser considerado refere-se ao fato de o sentimento do investidor não afetar de forma homogênea os setores econômicos. A depender do período analisado e do evento associado, a atenção e o sentimento dos investidores tendem a se manifestar de maneira diferenciada entre os setores, impactando de forma distinta a atividade de negociação (Valadkhani & O'Mahony, 2024).

Nesses períodos, a alteração da atenção ao mercado tende a afetar a atividade de negociação e, em setores mais sensíveis ao ciclo de consumo, essa alteração pode se refletir em retornos estatisticamente diferenciados em períodos específicas (Ferris *et al.*, 2023; Liu *et al.*, 2022; Saggi *et al.*, 2024; Wen *et al.*, 2022). Com base nesses achados formulou-se a hipótese 5.

H5: Durante a Copa do Mundo, Impactos setoriais diferem do agregado.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 Classificação da Pesquisa

No que diz respeito aos objetivos, este estudo classifica-se como descritivo, uma vez que pretende trazer a conhecimento o efeito calendário, bem como o processo de tomada de decisão dos indivíduos, e exploratório, pois pretende avaliar esse efeito em um contexto que foi pouco explorado, trata-se de um evento específico (Copa do Mundo de Futebol) e uma população específica (Brasil).

Quanto aos procedimentos de coleta, esta é uma pesquisa documental e no que tange às fontes de informação utilizou-se dados secundários, coletados em base de dados. Por fim, no que diz respeito à natureza, este estudo classifica-se como quantitativo, uma vez que os resultados se apresentam de forma numérica, obtidos por meio de modelos matemáticos e estatísticos, para avaliar o efeito no mercado decorrente do comportamento dos indivíduos.

3.2 Definição de universo e amostra da Pesquisa

O período estudado abrange os anos de 1994 a 2024, totalizando 8 Copas do Mundo FIFA (1994, 1998, 2002, 2006, 2010, 2014, 2018 e 2022), ao longo de 30 anos. O período foi determinado considerando a estabilidade financeira da moeda, a partir de 1994, e a Copa mais recente, ocorrida em 2022.

A partir do universo determinado, a saber o mercado financeiro brasileiro Brasil Bolsa Balcão – B3, a amostra foi composta pelas cotações diárias, volume e volatilidade do índice BOVESPA (IBOV), Índice de Consumo (ICON), Índice do Setor Industrial (INDX) e Índice Financeiro (IFNC).

Optou-se pelo IBOV por ser um índice que representa o desempenho médio das ações com maior volume de negociação na Bolsa do mercado brasileiro, demonstrando assim uma visão ampla do mercado. Dessa forma, por agregar informações de várias empresas, o índice permite a captura do sentimento geral e o desempenho do mercado (Shanaev *et al.*, 2022).

No que tange à escolha dos índices setoriais, a literatura evidencia que eventos esportivos de grande magnitude podem afetar o humor e o sentimento dos investidores, ocasionando oscilações nos volumes de negociação, retornos e volatilidade (Cai *et al.*, 2023; Chatzitzisi *et al.*, 2021; Ehrmann & Jansen, 2017; Fan *et al.*, 2017; Hirshleifer *et al.*, 2020; Naz *et al.*, 2021; Valadkhani & O'Mahony, 2024; Wang, 2022; Wen *et al.*, 2022).

Sendo assim, considerando que tais efeitos podem se manifestar de forma mais evidente em setores mais sensíveis ao humor, à confiança e ao consumo das famílias, optou-se pela inclusão do Índice de Consumo (ICON). Ademais, tendo em vista que mudanças no sentimento do investidor frequentemente se traduzem em alterações na percepção de risco e nas condições financeiras, incorporou-se também o Índice Financeiro (IFNC).

Por fim, de modo a captar possíveis repercussões sobre a dinâmica do setor produtivo, incluiu-se o Índice do Setor Industrial (INDX) como proxy da atividade industrial, permitindo avaliar se os efeitos observados extrapolam setores diretamente associados ao consumo e ao mercado financeiro (tabela 1).

Tabela 1 - Índices analisados

Índice	Descrição	Estudos	Fonte
Índice BOVESPA (IBOV)	Indicador da B3 que mede o desempenho das principais ações com maior volume de negociação do mercado de capitais brasileiro.	Ehrmann & Jansen (2017); Fan <i>et al.</i> (2017); Cai <i>et al.</i> (2023); Wang (2022)	Refinitiv
Índice Financeiro (IFNC)	Indicador da B3 que mede o desempenho médio das cotações das ações mais representativas dos setores de	Chatzitzisi <i>et al.</i> (2021); Naz <i>et al.</i> (2021); Valadkhani	Elaboração própria com base nos preços/volumes das empresas componentes

	intermediários financeiros, serviços financeiros diversos, previdência e seguros.	& O'Mahony (2024)	(Refinitiv) e na composição histórica divulgada pela B3.
Índice de Consumo (ICON)	Indicador da B3 que mede o desempenho médio das cotações das principais ações de empresas dos setores de Consumo Cíclico, Não Cíclico e Saúde.	Hirshleifer <i>et al.</i> (2020); Wen <i>et al.</i> (2022); Valadkhani & O'Mahony (2024)	Elaboração própria com base nos preços/volumes das empresas componentes (Refinitiv) e na composição histórica divulgada pela B3.
Índice do Setor Industrial (INDX).	Indicador da B3 que mede o desempenho médio das cotações das ações mais representativas do setor industrial.	Chatzitzisi <i>et al.</i> (2021); Naz <i>et al.</i> (2021); Valadkhani & O'Mahony (2024)	Elaboração própria com base nos preços/volumes das empresas componentes (Refinitiv) e na composição histórica divulgada pela B3.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Devido a data de criação e objetivo dos índices de atuarem como um indicador de desempenho de preços/retornos, os referidos índices não apresentaram registros consistentes de retorno e volume para o período analisado. Diante dessa limitação, o índice setorial foi redefinido e optou-se pela construção de *proxies* setoriais, a fim de capturar de forma mais robusta o comportamento dos retornos e da liquidez nesses segmentos ao longo do tempo.

Para isso, foram consideradas as empresas que compuseram os índices em pelo menos 50% dos períodos de existência dos mesmos. A lista das empresas consideradas no estudo para cada setor estão dispostas no Apêndice A. A partir desse conjunto, calculou-se o retorno médio logarítmico dos ativos (média simples *cross-sectional*) e o somatório dos volumes de negociação (soma *cross-sectional*).

Essa adoção de um critério de permanência mínima na composição dos índices setoriais objetiva assegurar representatividade setorial, consistência temporal e está alinhada à literatura que preza pela estabilidade amostral para identificação de efeitos de calendário e sazonalidades (Bassiouny *et al.*, 2023; Guo *et al.*, 2022).

3.3 Definição das variáveis da Pesquisa

O efeito calendário, como já demonstrado na fundamentação teórica, seja relacionado ao dia da semana, mês do ano, ou a eventos específicos, diz respeito a alterações sistemáticas nos preços dos ativos, bem como alterações no comportamento esperado do mercado (Carvalho & Malaquias, 2012; Lobão & Costa, 2022; Malaquias *et al.*, 2023).

Neste sentido, a literatura sugere três variáveis comumente utilizadas para capturar comportamentos atípicos do mercado: Retorno, Volatilidade e Volume de negociação (Valadkhani & O'Mahony, 2024; Zhang *et al.*, 2024). Convém destacar que para esse estudo foram selecionados dois momentos distintos, associados ao evento “Copa do Mundo FIFA”: (i)

o período integral de realização da Copa (da abertura ao encerramento); e (ii) os dias de jogos da Seleção Brasileira, incluindo, quando aplicável, janelas pré e pós-jogo. Ademais, de modo complementar, também investigou-se o período de anúncio dos países sede.

Dado que as hipóteses formuladas dizem respeito às diferentes dimensões temporais do mesmo evento, bem como visa analisar diferentes mecanismos comportamentais associados aos jogos, fez-se necessária a utilização de variáveis *dummy* específicas para cada contexto analisado.

O uso de regressões com variáveis *dummy* é comumente adotado na literatura empírica no que se refere a anomalias de calendário, por permitir a identificação de alterações sistemáticas nos retornos associadas a períodos ou eventos específicos (Guo *et al.*, 2022; Luo & Tian, 2020; Valadkhani & O'Mahony, 2024). Nesse sentido, as *dummies* foram construídas conforme descrito na tabela 2.

Tabela 2 - Variáveis do modelo

Variáveis	Nome	Descrição	Estudos	Fonte
Retorno	Ret_	Retorno logarítmico calculado como a variação em log dos preços de fechamento.	(Kim & Shamsuddin, 2023; Meng <i>et al.</i> , 2024; Mueller, 2024; Saggu <i>et al.</i> , 2024; Shust, 2024)	Refinitiv
Volatilidade condicional	Vol	Volatilidade condicional estimada por modelo AR(1)+GARCH(1,1) com distribuição t-Student (t-GARCH), representando a variância condicional dos retornos.	(Albers & Kestner, 2024; Díaz-Mendoza & Pardo, 2020; Kinateder & Papavassiliou, 2021; Qadan <i>et al.</i> , 2022; Qadan & Idilbi-Bayaa, 2021)	Estimação própria (GARCH)
Volume de negociação	ln_vol_	Logaritmo natural do volume de negociação, utilizado como proxy da atividade de mercado e da liquidez dos ativos.	(Drummond, 2023; Ehrmann & Jansen, 2017; Liu <i>et al.</i> , 2022; Saggu <i>et al.</i> , 2024)	Refinitiv
<i>Dummy</i> de anúncio	D_Anuncio	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 nos dias de anúncio da realização da Copa do Mundo no país-sede e 0 caso contrário.	(Ferris <i>et al.</i> , 2023; Zawadzki & Potrykus, 2023)	Estimação própria
<i>Dummy</i> pré-anúncio	D_pre_Anun	<i>Dummy</i> que assume valor 1 nos dias imediatamente anteriores ao anúncio da Copa do Mundo, capturando efeitos antecipatórios do mercado.	(Ferris <i>et al.</i> , 2023; Saggu <i>et al.</i> , 2024; Zawadzki & Potrykus, 2023)	Estimação própria
<i>Dummy</i> pós-anúncio	D_pos_Anun	<i>Dummy</i> que assume valor 1 nos dias imediatamente posteriores ao anúncio da Copa do Mundo, capturando ajustes e possíveis reversões.	(Ferris <i>et al.</i> , 2023; Saggu <i>et al.</i> , 2024; Zawadzki & Potrykus, 2023)	Estimação própria

<i>Dummy</i> Copa do Mundo	D_Copa	<i>Dummy</i> igual a 1 durante o período oficial de realização da Copa do Mundo FIFA e 0 caso contrário.	Ehrmann e Jansen (2017); Cai, Fan e Ko (2023); Fjesme, Lv e Shekhar (2023); Saggu, Ante e Demir (2024)	Estimação própria
<i>Dummy</i> jogos da Copa	D_JCopa	<i>Dummy</i> que identifica os dias em que ocorrem jogos da Copa do Mundo, independentemente da participação do Brasil.	(Cai <i>et al.</i> , 2023; Drummond, 2023; Ehrmann & Jansen, 2017)	Estimação própria
<i>Dummy</i> pós-jogo da Copa	D_pos_JCopa	<i>Dummy</i> que assume valor 1 nos dias imediatamente posteriores aos jogos da Copa do Mundo, capturando possíveis ajustes pós-evento.	(Cai <i>et al.</i> , 2023; Drummond, 2023; Saggu <i>et al.</i> , 2024)	Estimação própria
<i>Dummy</i> jogos da Seleção Brasileira	D_JBrasil	<i>Dummy</i> igual a 1 nos dias em que ocorrem jogos da Seleção Brasileira na Copa do Mundo e 0 caso contrário.	(Cai <i>et al.</i> , 2023; Drummond, 2023; Ehrmann & Jansen, 2017)	Estimação própria
<i>Dummy</i> pré-jogo da Seleção	D_pre_JBrasil	<i>Dummy</i> que assume valor 1 nos dias imediatamente anteriores aos jogos da Seleção Brasileira, capturando efeitos de expectativa e antecipação.	(Drummond, 2023; Ehrmann & Jansen, 2017; Saggu <i>et al.</i> , 2024)	Estimação própria
<i>Dummy</i> pós-jogo da Seleção	D_pos_JBrasil	<i>Dummy</i> que assume valor 1 nos dias imediatamente posteriores aos jogos da Seleção Brasileira, capturando ajustes ou reversões nos retornos.	(Cai <i>et al.</i> , 2023; Drummond, 2023; Saggu <i>et al.</i> , 2024)	Estimação própria

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

A *dummy* D_Copa é empregada para capturar o efeito agregado do período de realização da Copa do Mundo FIFA, compreendendo o intervalo entre a abertura e o encerramento do torneio, sendo utilizada especialmente nos testes associados à hipótese H1, que investiga a persistência do efeito Copa enquanto anomalia de calendário.

Destaca-se que as *dummies* D_JCopa e D_pos_JCopa, que identificam, respectivamente, os dias da Copa do Mundo em que ocorreram partidas de futebol de forma geral (qualquer seleção participante) e os pregões subsequentes a esses jogos, foram utilizadas apenas em análises complementares de H1, para verificar se o efeito se concentra em dia com partidas do torneio como um todo ou se a ocorrência de dias sem jogos podem poluir os dados por não desviarem a atenção dos investidores da mesma forma como nos dias com partidas.

As hipóteses H2, H3 e H4 concentram-se nos impactos associados aos jogos da Seleção Brasileira, devido seu maior potencial de mobilização emocional e redirecionamento da atenção dos investidores, no contexto nacional. Assim, para avaliar essas hipóteses, utilizou-se *dummies* específicas para os jogos do Brasil, a saber: D_JogoBr, que assume valor igual a 1 nos dias em que há jogos da Seleção Brasileira; D_pre_JogoBr, que identifica o pregão imediatamente anterior ao jogo; e D_pos_JogoBr, que captura o primeiro pregão subsequente à partida.

Dessa forma é possível avaliar não apenas os efeitos correntes dos jogos, mas também possíveis comportamentos antecipatórios e ajustes posteriores nos retornos, na volatilidade e no volume de negociação, em linha com a literatura sobre atenção limitada e efeitos comportamentais intertemporais.

Sendo assim, essas variáveis permitem verificar se a simples ocorrência de jogos do torneio, independentemente da participação do Brasil, está associada a alterações no comportamento do mercado como um todo ou específico para alguns setores (hipótese H5). Por fim, de modo complementar, as *dummies* D_pre_Anun, D_Anun e D_pos_Anun foram criadas a fim de identificar a existência de um impacto associado ao anúncio do país sede.

3.4 Procedimentos de Coleta

Para realização das análises, primeiramente, foi realizada a coleta de dois conjuntos de dados: dias e horários das copas, bem como os dias de partida e dados financeiros. As análises foram realizadas considerando-se o período da Copa de forma integral, bem como subperíodos: a data do anúncio do país sede, período de realização da Copa e dias de jogos da seleção brasileira, assim como os dias anteriores e posteriores a esses jogos.

Sendo assim, para análise complementar, primeiramente foram coletadas as datas referentes aos dias dos anúncios do país sede (tabela 3).

Tabela 3 - Anúncios do país sede da Copa do Mundo FIFA

Ano da Copa	Data do anúncio	País Sede
1994	04/07/1988 (segunda-feira)	Estados Unidos
1998	01/07/1992 (quarta-feira)	França
2002	31/05/1996 (sexta-feira)	Coreia do Sul/ Japão
2006	07/07/2000 (sexta-feira)	Alemanha
2010	15/05/2004 (sábado)	África do Sul
2014	30/10/2007 (terça-feira)	Brasil
2018	02/12/2010 (quinta-feira)	Rússia
2022	02/12/2010 (quinta-feira)	Qatar
2026	13/06/2018 (quarta-feira)	Canadá, Estados Unidos e México
2030	11/12/2024 (quarta-feira)	Espanha, Portugal e Marrocos*

Notas: A data de anúncio das copas de 1994 e 1998 ocorreram fora da janela amostral, por isso não foram considerados.

Apesar das Copas de 2026 e 2030 estarem fora do período amostral de análise, as datas de anúncio dos países sede das referidas Copas ocorreram dentro desse período.

*Espanha, Portugal e Marrocos serão os anfitriões principais. Argentina, Paraguai e Uruguai receberão jogos de abertura em celebração ao centenário da primeira Copa do Mundo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Em seguida, foram identificados os anos de ocorrência da Copa e as datas dos jogos, incluindo dia da semana, horário, seleções participantes e placar, observando-se em especial as datas em que houve jogos da seleção brasileira. As datas foram coletadas por meio de um levantamento documental utilizando o *ge.globo.com* e os dados sintetizados estão apresentados no Apêndice B (Tabelas B.4, B.5 e B.6).

As cotações diárias de fechamento do IBOV foram coletadas da base de dados da Refinitiv, a fim de determinar os retornos desse índice. Além desses dados, foram coletados também o volume de negociação. Para construção das *proxies* setoriais coletou-se as cotações diárias de fechamento e volume dos ativos selecionados na plataforma Refinitiv.

Os dados coletados foram organizados, removendo-se os dias sem pregão (fins de semana, feriados e demais interrupções), a fim de proporcionar consistência temporal entre as séries e adequação às estimações econométricas. Em seguida foram realizadas análises exploratórias por meio de análises estatísticas e utilização de gráficos.

Sendo assim, para responder ao problema de pesquisa, sobre qual a relação entre a Copa do mundo de futebol e a ocorrência de anomalias de calendário no mercado financeiro brasileiro, foram utilizados modelos regressivos, autorregressivos e de volatilidade condicional. A escolha dos modelos foi definida com base na natureza dos dados, analisada por meio de análise descritiva, testes preliminares e alinhada com a metodologia utilizada na literatura atual.

3.5 Modelos econométricos

Visando identificar de que modo a copa do mundo de futebol afeta o mercado financeiro brasileiro, esta pesquisa utiliza diferentes modelos econométricos, selecionados de acordo com a natureza da variável dependente e com as hipóteses formuladas. Especificamente, são empregados os modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o modelo autorregressivo de primeira ordem (AR(1)) e o modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). A tabela 4 apresenta uma síntese da relação entre as hipóteses, as variáveis utilizadas nos modelos e as estratégias empíricas de teste para responder a cada hipótese.

Tabela 4 - Hipóteses da pesquisa e estratégias econométricas associadas

Hipótese	Fenômeno investigado	Variável dependente	Janela / Evento considerado	Período considerado	Estratégia empírica de teste
H1	Persistência do efeito Copa (anomalia de calendário)	Retornos dos índices, Volume de negociação (log) e Volatilidade Condicional	Período de duração da Copa.	Todas as edições da Copa e jogos efetivos.	Regressão MQO, Regressão MQO com termo autorregressivo (AR(1)) e Modelo AR(1)+t-GARCH(1,1), com <i>dummies</i> de Copa.
H2	Expectativa e ajuste intertemporal	Retornos dos índices	Janelas pré-jogo e pós-jogo	Jogos da Seleção Brasileira	Regressão MQO com <i>dummies</i> de jogo da seleção brasileira.
H3	Distração do investidor	Volume de negociação (log)	Dias de jogos da Seleção Brasileira	Jogos da Seleção Brasileira	Regressão MQO com termo autorregressivo (AR(1)) e <i>dummies</i> de jogo da seleção brasileira.
H4	Redução da atividade de mercado	Volatilidade condicional	Dias de jogos da Seleção Brasileira	Jogos da Seleção Brasileira	Modelo GARCH com <i>dummies</i> de jogo da seleção brasileira na equação da variância.
H5	Heterogeneidade de setorial do efeito Copa	Retornos dos índices, Volume de negociação (log) e Volatilidade Condicional	Período de duração da Copa e dias de jogos da Seleção Brasileira	Todas as edições da Copa, jogos efetivos e jogos da Seleção Brasileira	Regressão MQO, Regressão MQO com termo autorregressivo (AR(1)) e Modelo GARCH (1,1), com <i>dummies</i> de Copa e <i>dummies</i> de jogo da seleção brasileira.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

O retorno financeiro é utilizado como avaliação do desempenho dos ativos, sendo amplamente utilizado na literatura para mensurar variações de preços ao longo do tempo. Para analisar o comportamento médio dos retornos durante a Copa do Mundo e em janelas específicas, estimou-se regressões por MQO, nas quais variáveis *dummy* relacionadas ao evento foram incluídas como regressores explicativos. Essa abordagem permite verificar se os retornos médios diferem estatisticamente entre períodos com e sem jogos.

Para a análise do volume de negociação, assim como dos retornos, utilizou-se inicialmente o modelo de MQO, sendo o volume mensurado pelo logaritmo natural do volume diário negociado. No entanto, diferentemente dos retornos, o volume apresenta elevada persistência temporal, característica já documentada na literatura financeira. Dessa forma, optou-se pela inclusão de um termo autorregressivo de primeira ordem exclusivamente nos modelos em que o volume constitui a variável dependente, com intuito de controlar a dependência temporal da série e garantir maior consistência nas estimativas.

Em se tratando da volatilidade, adotou-se uma abordagem de volatilidade condicional, estimada por meio do modelo AR(1)+t-GARCH(1,1), e analisada a partir da equação da variância, na qual são incorporadas variáveis *dummy* associadas ao período e aos dias de jogos da Seleção Brasileira, permitindo verificar se eventos como a Copa do Mundo FIFA estão relacionados a períodos de maior ou menor instabilidade no mercado acionário brasileiro.

O modelo GARCH, proposto originalmente por Engle (1982) e estendido por Bollerslev (1986) é amplamente empregado na modelagem de séries financeiras que apresentam heterocedasticidade condicional. Esse modelo permite capturar a dinâmica da variância ao longo do tempo, incorporando a dependência da volatilidade atual em relação a choques passados e à própria volatilidade defasada (Perlin *et al.*, 2021).

A escolha desse modelo para estudar os retornos justifica-se pelo fato de retornos financeiros apresentarem variância não constante, sendo marcados por períodos de alta e baixa volatilidade, frequentemente associados a eventos econômicos, institucionais e comportamentais (Perlin *et al.*, 2021).

Sendo assim, eventos de grande repercussão emocional e informacional, como a Copa, tendem a afetar não apenas os retornos médios, mas também a dinâmica da volatilidade dos mercados financeiros (Albers & Kestner, 2024; Mueller, 2024; Saggiu *et al.*, 2024), tornando o GARCH uma ferramenta adequada para investigar possíveis alterações na volatilidade durante o evento.

A escolha da especificação adotada para a modelagem da volatilidade condicional foi definida com base em testes estatísticos preliminares (apresentados na Seção 4.2), os quais indicaram heterocedasticidade condicional e caudas pesadas. Assim, empregou-se, como padrão, o modelo AR(1) + t-GARCH(1,1), por conciliar parcimônia e estabilidade de estimação em consonância com a literatura (Albers & Kestner, 2024; Bollerslev, 1986; Mueller, 2024; Wen *et al.*, 2022).

3.5.1 Estratégia empírica da Hipótese H1 – Efeito calendário associado à Copa do Mundo

Primeiramente os preços de fechamento diários, coletados da Refinitiv, no período de 1994 a 2024, removendo-se os dias em que não houve pregão, foram utilizados para calcular os retornos diários, conforme a equação 1.

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad [1]$$

Onde:

R_t = Retorno do índice na data t;

L_n = Refere-se ao logaritmo natural;

P_t = é o preço de fechamento do índice na data t;

P_{t-1} = é o preço de fechamento do índice na data t-1.

A utilização do retorno com base no logaritmo é amplamente adotada na literatura financeira e econométrica (Albers & Kestner, 2024; Fajardo & Pereira, 2008; Guo *et al.*, 2022), tendo como principais objetivos: (i) reduzir a assimetria típica das distribuições dos retornos, que costumam apresentar caudas longas; (ii) diminuir a influência de outliers; e (iii) favorecer a aderência às premissas dos modelos de regressão linear, especialmente no que se refere à normalidade dos resíduos e à homocedasticidade.

As séries foram construídas exclusivamente com dados de dias de pregão, excluindo-se fins de semana e feriados. Dessa forma, a indexação temporal utilizada nas estimações por MQO e nos modelos autorregressivos segue o calendário de negociação. Para a modelagem da volatilidade condicional por meio de modelos GARCH, análises de robustez adicionais foram conduzidas utilizando uma indexação sequencial de pregões, visando maior estabilidade numérica da recursão da variância.

A hipótese H1 investiga a existência de um efeito calendário associado à realização da Copa do Mundo, caracterizado como uma anomalia sazonal persistente no mercado financeiro brasileiro. Sendo assim, para testá-la, adotou-se uma estratégia empírica em três dimensões complementares: retornos, volume de negociação e volatilidade condicional.

Inicialmente, avaliou-se a existência de um efeito calendário associado ao período de realização da Copa como um todo, por meio de uma *dummy* (D_Copa) que identifica os dias entre a abertura e o encerramento do torneio. Essa especificação permite verificar se, durante a Copa do Mundo, os retornos médios do mercado acionário brasileiro diferem sistematicamente dos retornos observados nos demais dias do ano. A equação estimada é dada por:

$$ret_IBOV_t = \alpha + \beta D_Copa_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

Onde:

ret_IBOV_t = representa o retorno diário do Ibovespa no tempo t;

α = é o intercepto;

D_Copa_t = variável *dummy* que assume valor 1 nos dias compreendidos entre a abertura e o encerramento da Copa do Mundo e 0 nos demais dias;

β = coeficiente que captura o efeito médio associado ao período da Copa; e

ε_t = é o termo de erro.

Em seguida, com objetivo de aprofundar a análise e investigar a dinâmica temporal desse efeito, estimou-se um modelo alternativo no qual foram incluídas *dummies* específicas para os dias em que ocorreram efetivamente partidas da Copa do Mundo (D_JCopa) e para os dias imediatamente posteriores a esses jogos (D_pos_JCopa). Dessa forma é possível verificar se o efeito identificado está distribuído ao longo de todo o torneio ou se se concentra em momentos específicos, associados à realização das partidas e aos possíveis ajustes subsequentes do mercado. A equação correspondente é:

$$ret_IBOV_t = \alpha + \beta_1 D_JCopa_t + \beta_2 D_pos_JCopa_t + \varepsilon_t \quad [3]$$

Onde:

D_JCopa_t = variável *dummy* que assume valor 1 nos dias em que houve partidas da Copa do Mundo, independentemente das seleções envolvidas, e 0 nos demais dias;

$D_pos_JCopa_t$ = variável *dummy* que assume valor 1 nos dias de pregão posteriores aos jogos; e

β_1 e β_2 = coeficientes que capturam, respectivamente, os efeitos de antecipação e os possíveis efeitos de ajuste associados aos jogos.

Realizou-se também a análise de H1 sob a perspectiva do volume de negociação, uma vez que a literatura recente aponta que anomalias de calendário podem se manifestar por meio de alterações sistemáticas na liquidez do mercado, ainda que não necessariamente nos retornos médios (Ehrmann & Jansen, 2017; Ferris *et al.*, 2023; Valadkhani & O'Mahony, 2024).

Para isso, estimou-se um modelo de regressão linear em que a variável dependente é o logaritmo natural do volume diário de negociações do IBOV e incorporando-se um termo autorregressivo de primeira ordem (AR(1)) como variável de controle. A equação estimada é dada por:

$$\ln(vol_IBOV)_t = \alpha + \phi \ln(vol_IBOV)_{t-1} + \gamma D_Copa_t + \varepsilon_t \quad [4]$$

Onde:

$\ln(vol_IBOV)_t$ = representa o logaritmo natural do volume diário do Ibovespa no tempo t;

α = é o intercepto;

$\phi \ln(vol_IBOV)_{t-1}$ = representa o termo autorregressivo AR(1), sendo este o logaritmo natural do volume diário do Ibovespa no tempo t - 1,

D_Copa_t = variável *dummy* que assume valor 1 nos dias compreendidos entre a abertura e o encerramento da Copa do Mundo e 0 nos demais dias;

γ = coeficiente que captura o efeito médio associado ao período da Copa; e

ε_t = é o termo de erro.

Semelhantemente ao retorno, a fim de verificar se eventuais alterações na liquidez estão concentradas nos momentos de realização das partidas, realizou-se a análise considerando as *dummies* para os dias em que efetivamente ocorreram jogos da Copa e para os dias subsequentes.

$$\ln(vol_IBOV)_t = \alpha + \phi \ln(vol_IBOV)_{t-1} + \gamma_1 D_JCopa_t + \gamma_2 D_pos_JCopa + \varepsilon_t \quad [5]$$

Por fim, a hipótese H1 é investigada também no âmbito da volatilidade condicional dos retornos, considerando que eventos de grande repercussão podem afetar não apenas os retornos médios, mas também o nível de incerteza percebida pelos investidores (Albers & Kestner, 2024; Mueller, 2024; Saggiu *et al.*, 2024).

Para essa análise, estimou-se um modelo AR(1) + *t*-GARCH(1,1), no qual a variância condicional dos retornos do IBOV é modelada como função de choques passados, da própria volatilidade defasada e de *dummies* associadas à Copa do Mundo. A equação da variância é especificada como:

$$\sigma^2_t = \omega + \alpha \varepsilon^2_{t-1} + \beta \sigma^2_{t-1} + \delta D_Copa_t \quad [6]$$

Onde:

σ^2_t = Representa a variância condicional no tempo t;

ω = é o intercepto;

ε^2_{t-1} = O quadrado do erro do período anterior;

σ^2_{t-1} = Volatilidade do mercado defasada em 1 período;

D_Copa_t = Variável *dummy* que assume valor 1 em dias dentro do período de ocorrência da Copa e zero para os demais dias;

α, β e δ = São os parâmetros a serem estimados.

Considerou-se também as *dummies* para os dias de jogos da Copa e para os pregões subsequentes:

$$\sigma^2_t = \omega + \alpha \varepsilon^2_{t-1} + \beta \sigma^2_{t-1} + \delta_1 D_JCopa_t + \delta_2 D_pos_JCopa_t \quad [7]$$

Nas equações 6 e 7, o parâmetro δ , δ_1 e δ_2 capturam se a realização da Copa do Mundo está associada a períodos de maior ou menor instabilidade no mercado acionário brasileiro. Assim, um valor de $\delta > 0$ indica que a volatilidade aumenta durante o período analisado, enquanto $\delta < 0$ indica uma redução da volatilidade em relação aos demais períodos. Sendo assim é possível avaliar se o efeito calendário se manifesta também por meio de alterações sistemáticas na dinâmica da volatilidade.

3.5.2 Estratégia empírica das Hipóteses H2 a H5

As hipóteses H2 a H4 apresentam análises similares às realizadas em H1, contudo concentram-se nos impactos mais específicos associados aos dias de jogos da Seleção Brasileira e em suas janelas temporais imediatamente anteriores e posteriores. A opção por restringir a análise aos jogos envolvendo o Brasil justifica-se pelo maior potencial de mobilização emocional e redirecionamento da atenção dos investidores no contexto nacional (Ehrmann & Jansen, 2017; Ferris *et al.*, 2023; Saggi *et al.*, 2024).

Para investigar a hipótese H2, estimou-se uma regressão por MQO para os retornos do IBOV, adaptada das equações que identificam a existência do efeito feriado (Fajardo; Pereira, 2008; Meneu; Pardo, 2004), incorporando *dummies* que identificam as janelas pré, durante e pós-jogo da Seleção Brasileira:

$$ret_IBOV_t = \alpha + \beta_1 D_pre_JBrasil_t + \beta_2 D_JBrasil_t + \beta_3 D_pos_JBrasil_t + \varepsilon_t \quad [8]$$

Nessa equação, os coeficientes associados às *dummies*, β_1 , β_2 e β_3 , permitem identificar se os retornos médios se tornam estatisticamente distintos em torno dos jogos da Seleção Brasileira, em linha com a hipótese de comportamento intertemporal.

Para testar a hipótese H3, estimou-se um modelo por MQO em que a variável dependente é o volume de negociação mensurado pelo logaritmo natural do volume diário negociado do mercado ($\ln(vol_IBOV)_t$). Assim como na equação 4, considerando a persistência temporal característica das séries de volume, incorporou-se um termo autorregressivo de primeira ordem (AR(1)) como variável de controle, de modo a capturar a dependência temporal e garantir estimativas mais consistentes dos coeficientes associados às variáveis *dummy*.

$$\ln(vol_IBOV)_t = \alpha + \phi \ln(vol_IBOV)_{t-1} + \gamma_1 D_pre_JBrasil_t + \gamma_2 D_JBrasil_t + \gamma_3 D_pos_JBrasil_t + \varepsilon_t \quad [9]$$

Onde $\ln(vol_IBOV)_t$ representa o logaritmo natural do volume diário do Ibovespa no tempo t ; $D_pre_JBrasil_t$, $D_JBrasil_t$ e $D_pos_JBrasil_t$ representam variáveis *dummies* que assumem, respectivamente, valor 1 no pregão imediatamente anterior ao jogo da Seleção Brasileira, no dia de jogo e no pregão imediatamente posterior ao jogo; e γ_1 , γ_2 e γ_3 representam coeficientes que capturam diferenças médias no volume em cada janela, permitindo verificar se há redução da atividade de negociação em dias associados aos jogos.

Para testar a hipótese H4, utilizou-se um modelo $AR(1) + t$ -GARCH(1,1) para estimar a volatilidade condicional dos retornos do IBOV, incorporando *dummies* relacionadas aos jogos da Seleção Brasileira e às janelas pré e pós-jogo na equação da variância (Albers & Kestner, 2024; Bollerslev, 1986; Engle, 1982; Wen *et al.*, 2022), como descrito na equação [10].

$$\sigma^2_t = \omega + \alpha \varepsilon^2_{t-1} + \beta \sigma^2_{t-1} + \delta_1 D_pre_JBrasil_t + \delta_2 D_JBrasil_t + \delta_3 D_pos_JBrasil_t + \varepsilon_t \quad [10]$$

Esse modelo permite verificar se, além de alterações nos retornos médios, a realização dos jogos da seleção brasileira na Copa do Mundo FIFA gera impactos significativos na incerteza dos investidores, refletida na volatilidade condicional dos retornos do mercado brasileiro, considerando não apenas o dia do jogo, mas também seus efeitos antecipatórios e posteriores. sendo assim, os coeficientes δ_1 , δ_2 e δ_3 indicam se a volatilidade se altera de forma estatisticamente significativa nas janelas pré-jogo, dia do jogo e pós-jogo da seleção brasileira, em comparação aos demais pregões.

Por fim, para testar a hipótese H5, referente à heterogeneidade setorial do efeito Copa, foram estimadas regressões específicas para os retornos dos índices setoriais (ret_IFNC , ret_ICON e ret_INDX). Os modelos setoriais apresentados nas Equações [11] a [19] constituem adaptações diretas das especificações estimadas para o mercado (equações de [2] a [10]), nos quais a variável dependente utilizada diz respeito à proxy do índice de cada setor s . Considerou-se os eventos copa (período integral), ocorrência de jogos (períodos de jogos efetivos e dias subsequentes) e ocorrência de jogos da seleção (períodos de jogo da seleção brasileira, bem como dia anterior e subsequente).

Nas regressões de retorno setorial, o retorno do IBOV foi incluído como variável de controle (ret_IBOV_t) para estimação dos retornos, de modo a isolar o comportamento relativo de cada setor em relação ao mercado como um todo, permitindo verificar se determinados segmentos apresentam sensibilidade diferenciada aos jogos da Seleção Brasileira e aos períodos associados à Copa do Mundo.

$$ret_{s,t} = \alpha_s + \beta_s ret_IBOV_t + \gamma_s D_Copa_t + \varepsilon_{s,t} \quad [11]$$

$$ret_{s,t} = \alpha_s + \beta_s ret_IBOV_t + \gamma_{1s} D_JCopa_t + \gamma_{2s} D_pos_JCopa_t + \varepsilon_{s,t} \quad [12]$$

$$ret_{s,t} = \alpha_s + \beta_s ret_IBOV_t + \gamma_{1s} D_pre_JBrasil_t + \gamma_{2s} D_JBrasil_t + \gamma_{3s} D_pos_JBrasil_t + \varepsilon_{s,t} \quad [13]$$

Para o volume de negociação, utilizou-se o logaritmo natural do volume e incorporou-se um termo autorregressivo de primeira ordem, a fim de capturar a persistência temporal característica dessa série.

$$\ln(vol_{s,t}) = \alpha_s + \phi_s \ln(vol_{s,t-1}) + \gamma_s D_Copa_t + \varepsilon_{s,t} \quad [14]$$

$$\ln(vol_{s,t}) = \alpha_s + \phi_s \ln(vol_{s,t-1}) + \gamma_{1s} D_JCopa_t + \gamma_{2s} D_pos_JCopa_t + \varepsilon_{s,t} \quad [15]$$

$$\ln(vol_{s,t}) = \alpha_s + \phi_s \ln(vol_{s,t-1}) + \gamma_{1s} D_pre_JBrasil_t + \gamma_{2s} D_JBrasil_t + \gamma_{3s} D_pos_JBrasil_t + \varepsilon_{s,t} \quad [16]$$

Já para a volatilidade, adotou-se um modelo AR(1) + t -GARCH(1,1), no qual as variáveis *dummy* associadas ao período da Copa e às janelas de jogos foram inseridas na equação da variância, permitindo verificar se o evento se relaciona a alterações sistemáticas na volatilidade condicional dos retornos setoriais.

$$\sigma^2_{s,t} = \omega_s + \alpha_s \varepsilon^2_{s,t-1} + \beta_s \sigma^2_{s,t-1} + \delta_s D_Copa_t \quad [17]$$

$$\sigma^2_{s,t} = \omega_s + \alpha_s \varepsilon^2_{s,t-1} + \beta_s \sigma^2_{s,t-1} + \delta_{1s} D_JCopa_t + \delta_{2s} D_pos_JCopa_t \quad [18]$$

$$\sigma^2_{s,t} = \omega_s + \alpha_s \varepsilon^2_{s,t-1} + \beta_s \sigma^2_{s,t-1} + \delta_{1s} D_pre_JBrasil_t + \delta_{2s} D_JBrasil_t + \delta_{3s} D_pos_JBrasil_t \quad [19]$$

Vale salientar, que para fins de padronização, considerou-se $s \in \{\text{ICON, IFNC, INDX}\}$, em que $ret_{s,t}$ representa o retorno do setor s no tempo t , $\ln(vol_{s,t})$ o logaritmo natural do volume do setor, ret_IBOV_t o retorno do Ibovespa, e $\sigma^2_{s,t}$ a variância condicional. O termo $\varepsilon_{s,t}$ refere-se ao erro na equação da média, enquanto $\varepsilon^2_{s,t-1}$ representa a inovação associada ao retorno utilizada na modelagem GARCH.

3.5.3 Análise complementar: anúncio do país-sede da Copa do Mundo

De modo complementar às hipóteses centrais do estudo, realizou-se uma análise adicional com o objetivo de verificar se o anúncio do país-sede da Copa do Mundo está associado a alterações temporárias nos retornos do mercado acionário brasileiro.

Essa investigação possui caráter exploratório e não constitui uma hipótese formal da pesquisa, sendo incluída como evidência adicional sobre possíveis efeitos informacionais associados ao evento. Dessa forma, estimou-se uma regressão linear com uma variável *dummy* referente ao período do anúncio, conforme a equação a seguir:

$$ret_IBOV_t = \alpha + \beta_1 D_pre_Anuncio_t + \beta_2 D_Anuncio_t + \beta_3 D_pos_Anuncio_t + \varepsilon_t \quad [20]$$

Onde $\beta_1 D_pre_Anuncio_t$, $D_Anuncio_t$ e $D_pos_Anuncio_t$ assumem valor 1, respectivamente, nos dez dias anteriores ao dia do anúncio, no dia do anúncio e nos dez dias posteriores ao anúncio do país-sede da Copa do Mundo e 0 nos demais dias. Os coeficientes β_1 , β_2 e β_3 capturam a diferença média de retorno associada a esse evento informacional.

Essa abordagem segue estudos que investigam impactos de anúncios e eventos específicos sobre os mercados financeiros, permitindo avaliar se o anúncio do país-sede gera reações detectáveis nos retornos.

Também foram investigados o volume de negociação e a volatilidade em torno dos anúncios do país sede. A equação [21] diz respeito ao comportamento do volume de negociações em relação ao anúncio do país que sediará o evento.

$$\begin{aligned} \ln(vol_IBOV)_t = & \alpha + \phi \ln(vol_IBOV)_{t-1} + \gamma_1 D_pre_Anuncio_t + \gamma_2 D_Anuncio_t \\ & + \gamma_3 D_pos_Anuncio_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad [21]$$

Onde:

V_t = Logaritmo natural do volume de negociações no tempo t;

α = Intercepto;

V_{t-1} = Volume defasado em um período;

D_{AN} = Variável *dummy* que assumirá o valor de 1 se o tempo t está no dia do anúncio ou até + 5 dias e 0 para os demais;

ϕ e γ = São os parâmetros a serem estimados;

ε_t = Termo de erro.

Para análise da volatilidade do mercado associada ao anúncio também foi utilizado um modelo de séries temporais AR(1) + *t*-GARCH(1,1), conforme observado em estudos que analisaram impactos de eventos específicos sobre os mercados financeiros (Bassiouny *et al.*, 2023; Dailydytė & Bužienė, 2020; Kinatėder & Papavassiliou, 2021).

$$\begin{aligned} \sigma^2_{s,t} = & \omega_s + \alpha_s \varepsilon^2_{s,t-1} + \beta_s \sigma^2_{s,t-1} + \delta_{1s} D_pre_Anuncio_t + \delta_{2s} D_Anuncio_t \\ & + \delta_{3s} D_pos_Anuncio_t \end{aligned} \quad [22]$$

Em suma, a adoção desses modelos permite compreender, de forma robusta, se a realização da Copa do Mundo, enquanto evento de grande repercussão na mídia e na sociedade, tem o potencial de influenciar o comportamento dos agentes no mercado financeiro brasileiro em termos de retorno, volatilidade e volume de negociações, seja por meio de redução na participação dos investidores (devido à atenção voltada ao evento) ou pelo aumento da atividade, motivado por expectativas ou repercussões econômicas associadas à realização da Copa.

4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

Com o objetivo de caracterizar o comportamento dos retornos, do volume de negociação e de suas distribuições ao longo do período amostral, esta seção apresenta as estatísticas descritivas das variáveis, proporcionando uma maior compreensão das propriedades das séries financeiras, bem como fundamenta as escolhas dos modelos econométricos utilizados.

A base de dados final é composta por 7.672 observações diárias e contempla os retornos do IBOV e *proxies* setoriais dos índices ICON, IFNC e INDX, bem como o volume de negociação, analisado em logaritmo natural. A base de dados também incorpora variáveis *dummies* que capturam o período de realização da Copa do Mundo, os dias efetivos de jogos, os jogos da Seleção Brasileira e os anúncios dos países-sede da Copa do Mundo. A descrição completa das variáveis encontra-se apresentada no Apêndice B.

O diagnóstico de valores ausentes (Apêndice Tabela B.3) evidencia que as perdas são pontuais e se concentram principalmente na variável de volume do IBOV, devido a indisponibilidade histórica de dados, evidenciando que a base de dados se apresenta de forma consistente.

A tabela 5. apresenta as estatísticas descritivas dos retornos diários, constando a média, desvio-padrão e os valores mínimos e máximos para os retornos dos índices analisados.

Tabela 5 - Estatística Descritiva dos Retornos Diários (1994–2024)

Variável	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Assimetria	Curtose
ret_IBOV	7.672	0,00075	0,02095	-0,17208	0,28832	0,33	15,91
ret_ICON	7.656	0,00105	0,01973	-0,21744	0,21007	-0,11	15,80
ret_IFNC	7.672	0,00092	0,01889	-0,16122	0,13851	-0,06	9,51
ret_INDX	7.670	0,00092	0,01735	-0,18894	0,11531	-0,59	12,35

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Observa-se que as séries apresentam médias próximas de zero para todos os índices, variando entre 0,075% e 0,105%, o que está em consonância com evidências empíricas para mercados acionários.

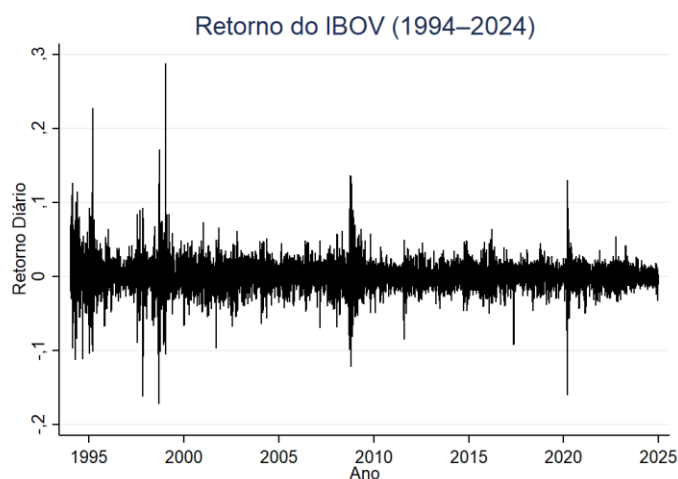
Em termos de variância, observa-se que o IBOV apresenta o maior desvio-padrão entre os índices analisados, seguido pelos índices setoriais financeiro (IFCN) e o industrial (INDX), o que implica dizer que o mercado agregado brasileiro apresenta maior volatilidade relativa quando comparado aos seus segmentos específicos.

Tal resultado é esperado, uma vez que o IBOV representa uma carteira mais diversificada, o que tende a reduzir sua volatilidade específica. No entanto, por refletir o comportamento agregado do mercado, o índice permanece mais exposto a choques macroeconômicos e institucionais, enquanto os índices setoriais tendem a capturar dinâmicas mais específicas.

As estatísticas de assimetria e curtose revelam que os retornos dos índices analisados apresentam distribuições assimétricas e com excesso de curtose em todas as séries de retorno, característica comumente observada em séries financeiras. Esses resultados demonstram a presença de caudas pesadas e potenciais desvios em relação à normalidade.

A evolução temporal dos retornos diários do IBOV, apresentada na figura 1, expõe visualmente o comportamento descrito na estatística descritiva. Um comportamento típico de séries financeiras, sendo marcada por episódios de alta variabilidade dos retornos, concentrados em períodos específicos, como crises financeiras e choques macroeconômicos relevantes.

Figura 1 - Série temporal dos retornos (IBOV)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Nota-se, também, a presença de agrupamentos de volatilidade (*volatility clustering*), característica já documentada na literatura financeira e que dá indícios da necessidade da

adoção de modelos de volatilidade condicional, como o GARCH, na análise empírica, uma vez que sugere que períodos de elevada volatilidade tendem a ser seguidos por novos períodos de elevada volatilidade, assim como períodos de baixa volatilidade tendem a se concentrar ao longo do tempo, em violação à hipótese de variância constante (Albers & Kestner, 2024; Bollerslev, 1986; Mueller, 2024; Wen *et al.*, 2022)

No que se refere ao volume de negociação dos índices analisados (tabela 6), observa-se um padrão distinto daquele identificado para os retornos. As séries de volume em logaritmo natural apresentam médias e desvios-padrão mais elevados, bem como uma maior persistência temporal.

Tabela 6 - Estatística Descritiva do Volume de Negociação (ln) (1994–2024)

Variável	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Assimetria	Curtose
ln_vol_IBOV	6.948	19,47	3,30	11,63	30,19	-0,38	1,74
ln_vol_ICON	7.672	16,66	2,35	4,70	23,18	-0,72	2,66
ln_vol_IFNC	7.672	18,83	0,85	13,81	24,42	0,25	4,23
ln_vol_INDX	7.671	18,85	1,60	14,17	24,67	0,73	3,01

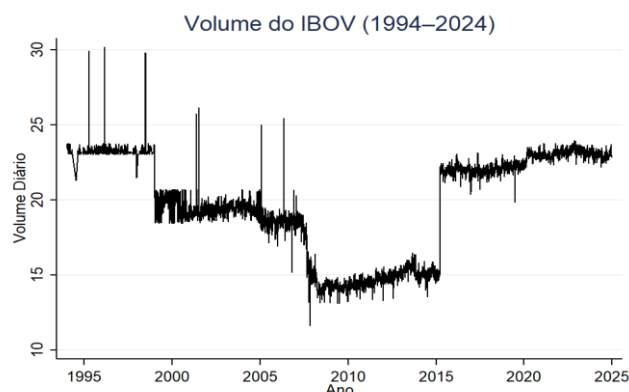
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

No que tange às médias da série, a distinção entre os setores, reflete as diferenças estruturais na liquidez e na atividade de negociação. O IBOV exibe maior dispersão e variabilidade ao longo do tempo, enquanto o setor financeiro apresenta menor volatilidade relativa no volume negociado, sugerindo maior estabilidade na atividade desse segmento.

Ademais, assim como observado para os retornos, mesmo após a transformação logarítmica, a presença de assimetria e curtose excessiva indica que choques extremos de liquidez não são eventos raros, o que é consistente com episódios de estresse financeiro e mudanças abruptas no comportamento dos investidores.

A figura 2 demonstra a trajetória do logaritmo natural do volume diário negociado do IBOV. Observa-se que o volume apresenta uma forte persistência temporal e mudanças estruturais ao longo do período, refletindo transformações institucionais e tecnológicas no mercado de capitais brasileiro, bem como ciclos econômicos e financeiros (Ferris *et al.*, 2023; Shanaev *et al.*, 2022; Valadkhani & O’Mahony, 2024; Wen *et al.*, 2022).

Figura 2 - Série temporal do ln_Volume do (IBOV)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Convém salientar que a presença de persistência, possíveis quebras estruturais e variação não constante ao longo do tempo, sugere a necessidade de especificações dos modelos econométricos para o volume e justifica o uso de abordagens dinâmicas e de correção para a heterocedasticidade, incluindo termos autorregressivos por exemplo, conforme discutido na metodologia.

Os gráficos de séries temporais dos retornos e do volume de negociação dos índices estudados, apresentados no Apêndice C, permitem visualizar a elevada volatilidade dos retornos ao longo do tempo, bem como a tendência de crescimento estrutural do volume de negociação.

Além da descrição dos retornos e dos volumes, foram realizadas análises exploratórias para examinar a relação entre os índices, verificar a consistência da base de dados e comparar períodos com e sem a ocorrência da Copa do Mundo FIFA.

A análise das correlações entre os retornos dos índices analisados, (Apêndice D), indicou elevadas correlações positivas entre o IBOV e os índices setoriais, especialmente com os setores financeiro (IFNC) e industrial (INDX). Esse resultado sugere forte integração entre o desempenho do mercado agregado e os setores analisados, o que é consistente com a literatura que documenta forte movimentação conjunta dos retornos em mercados acionários, especialmente em economias emergentes Wen *et al.* (2022)

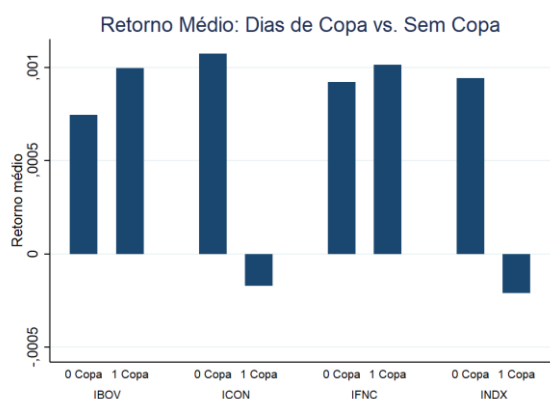
Ainda assim, a análise individual por índice permanece justificada, uma vez que, conforme foi explanado na fundamentação, choques comportamentais associados a eventos específicos podem se manifestar de forma heterogênea entre os setores.

Em contraste, a matriz de correlação entre os volumes de negociação mostra-se mais heterogêneas e, em alguns casos, de baixa magnitude, indicando que a dinâmica da liquidez é mais segmentada do que a dos retornos, reforçando a pertinência da utilização de *proxies* setoriais e da análise separada do volume de negociação, uma vez que a liquidez pode responder

de forma diferenciada a fatores setoriais específicos. Observam-se correlações moderadas entre o volume do IBOV e os setores financeiro e industrial, enquanto o índice de consumo apresenta correlações fracas ou negativas com os demais (Apêndice D).

A fim de explorar possíveis diferenças associadas a Copa, as estatísticas descritivas foram segmentadas entre períodos com Copa e sem Copa, conforme apresentado na figura 3 e tabela 4. Os resultados indicam que, durante os períodos de realização da Copa do Mundo, os retornos médios não apresentam alterações substanciais em relação aos demais períodos, embora se observe maior dispersão em alguns índices.

Figura 3 - Retorno médio dos índices em dias de Copa vs demais dias



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

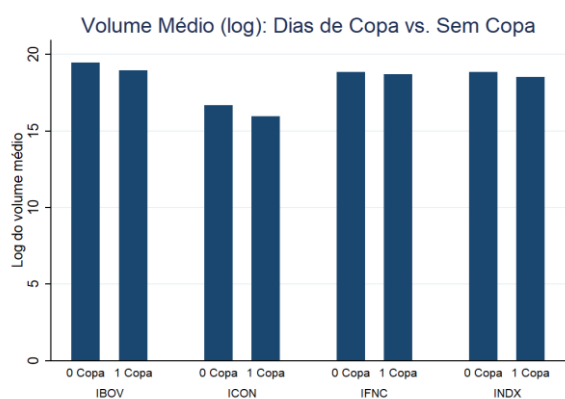
Tabela 7 - Valor Médio dos Retornos dos índices (dias de copa vs demais dias)

Índice	D_Copa = 0 (Média)	D_Copa = 1 (Média)
IBOV	0,00075	0,00100
ICON	0,00107	-0,00017
IFNC	0,00092	0,00101
INDX	0,00094	-0,00021

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Em contraste, o volume médio de negociação tende a ser inferior durante a Copa, sobretudo no IBOV e no ICON (figura 4 e tabela 8), sugerindo redução da atividade de negociação em períodos de maior atenção dos investidores ao evento esportivo.

Figura 4 - ln_Volume médio dos índices em dias de Copa vs demais dias



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela 8 - Valor Médio dos Volumes dos índices (ln) (dias de copa vs demais dias)

Índice	D_Copa = 0 (Média)	D_Copa = 1 (Média)
IBOV	19,479	18,971
ICON	16,675	15,957
IFNC	18,831	18,704
INDX	18,852	18,529

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Esse padrão torna-se ainda mais evidente quando se analisam subperíodos específicos, como dias de Copa, dias com jogos e dias de jogos da Seleção Brasileira. Conforme detalhado na tabela 9, observa-se que a análise específica do IBOV por subperíodos mais restritos evidência que a queda no volume é mais acentuada nos dias em que há partidas, especialmente quando envolvem o Brasil.

Tabela 9 - Valor Médio dos Retornos e Volume do IBOV (subperíodos)

Subperíodo	Retorno médio	Volume médio (ln)
Sem Copa	0,00075	19,478
Copa	0,00100	18,971
Dias de jogos da Copa	-0,00063	19,034
Dias de jogos do Brasil	-0,00037	18,748

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Nota-se que, nos dias de jogos da Seleção Brasileira, tanto o volume quanto os retornos médios mostram-se ligeiramente inferiores, o que fornece evidência descritiva preliminar compatível com a hipótese de existência de um efeito calendário associado à Copa do Mundo FIFA, ainda que tais diferenças não sejam suficientes, nesta etapa descritiva, para inferir significância estatística.

A tabela 10 apresenta as estatísticas descritivas dos retornos diários, segmentadas entre períodos de Copa e não Copa. De modo geral, os retornos médios mostram-se próximos de zero em ambos os subperíodos, porém com diferenças na dispersão e nos quantis.

Tabela 10 - Estatística Descritiva dos Retornos dos Índices (dias de Copa vs demais dias)

Índice	Período	N	Média	Desvio-padrão	P25	Mediana	P75	Mín.	Máx.
IBOV	Não Copa	7.510	0,00074	0,02090	-0,00919	0,0009	0,0112	-0,1720	0,2883
IBOV	Copa	162	0,00099	0,02293	-0,01017	-0,0008	0,0137	-0,0550	0,0810
ICON	Não Copa	7.496	0,00107	0,01972	-0,00772	0,0009	0,0099	-0,2174	0,2100
ICON	Copa	160	-0,00017	0,02005	-0,00896	0,0006	0,0085	-0,0745	0,0840
IFNC	Não Copa	7.510	0,00092	0,01883	-0,00870	0,0007	0,0101	-0,1612	0,1385
IFNC	Copa	162	0,00101	0,02111	-0,01064	0,0012	0,0118	-0,0511	0,0679
INDX	Não Copa	7.510	0,00094	0,01736	-0,00763	0,0009	0,0100	-0,1889	0,1153
INDX	Copa	160	-0,00020	0,01687	-0,00901	0,0009	0,0094	-0,0485	0,0480

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Em alguns índices, como ICON e INDX, observa-se redução do retorno médio durante a Copa, o que sugere alterações no comportamento do mercado em períodos associados ao evento esportivo, ainda que tais diferenças não possam ser interpretadas isoladamente como evidência causal.

De forma complementar, a tabela 11 apresenta as estatísticas descritivas dos volumes de negociação (em logaritmo).

Tabela 11 - Estatística Descritiva do Volume dos Índices (dias de Copa vs demais dias)

Índice	Período	N	Média	Desvio-padrão	P25	Mediana	P75	Mín.	Máx.
IBOV	Não Copa	6.822	19,479	3,297	15,501	19,596	22,609	11,627	30,191
IBOV	Copa	126	18,971	3,554	14,806	19,049	22,032	13,533	29,838
ICON	Não Copa	7.510	16,675	2,332	14,640	17,544	18,471	5,298	23,182
ICON	Copa	162	15,957	2,940	13,610	16,838	18,232	4,700	19,878
IFNC	Não Copa	7.510	18,831	0,844	18,361	18,801	19,301	15,755	24,424
IFNC	Copa	162	18,704	1,045	18,030	18,694	19,405	13,808	21,456
INDX	Não Copa	7.510	18,852	1,595	17,764	18,589	19,409	14,175	24,668
INDX	Copa	161	18,529	1,775	17,155	18,220	19,400	15,193	23,050

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Os resultados indicam, de maneira consistente entre os índices, redução do volume médio durante o período da Copa, com maior dispersão em comparação aos demais períodos. Esse padrão é particularmente relevante do ponto de vista comportamental, pois sugere retração da atividade de negociação em dias associados ao evento, possivelmente em função de menor atenção dos investidores ao mercado financeiro.

Em suma, as estatísticas descritivas sugerem que os retornos e o volume de negociação exibem propriedades estatísticas incompatíveis com os pressupostos clássicos de normalidade e homocedasticidade, como assimetria, excesso de curtose e elevada dispersão. Tais características reforçam a adequação da estratégia empírica adotada neste estudo, que combina modelos de regressão, especificações autorregressivas e modelos de volatilidade condicional, conforme detalhado na seção metodológica.

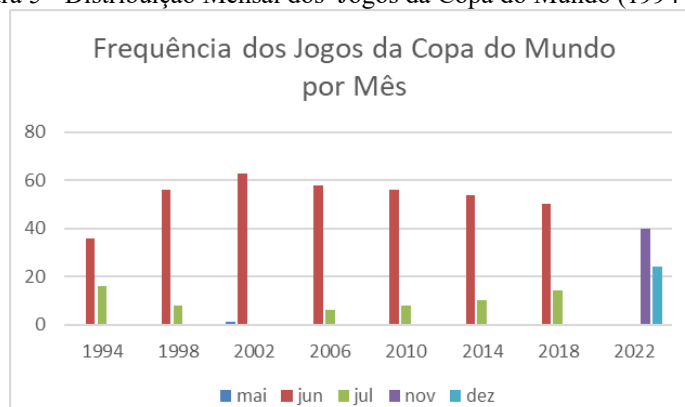
Esses resultados descritivos fornecem indícios iniciais de um possível efeito calendário associado à Copa do Mundo. Ademais, esses padrões, observados de forma consistente ao longo

das estatísticas descritivas, sugerem que eventuais efeitos associados à Copa do Mundo tendem a se manifestar com maior intensidade na dimensão da liquidez, em linha com a hipótese de distração do investidor discutida na literatura comportamental.

Adicionalmente, procedeu-se à análise da distribuição temporal dos jogos da Copa do Mundo FIFA, considerando os meses de ocorrência, os dias da semana e os horários das partidas, cujos resultados estão descritos no Apêndice B. Vale salientar que a duração das copas totalizaram 245 dias (a contar do primeiro ao último dia do torneio), sendo 199 dias com partidas efetivas e 162 dias de partidas em paralelo com os dias de pregão.

Em termos de distribuição mensal do evento, a figura 5 evidencia a concentração dos jogos no mês de junho (74,6% do total de partidas) e julho (12,4%). Observa-se assim que o período da copa, em sua maioria, coincide com o calendário regular de negociações da B3, o que reduz a dispersão do evento no calendário anual e está alinhado a um período do mercado financeiro que não apresenta alto número de interrupções prolongadas por feriados ou recessos.

Figura 5 - Distribuição Mensal dos Jogos da Copa do Mundo (1994–2022)

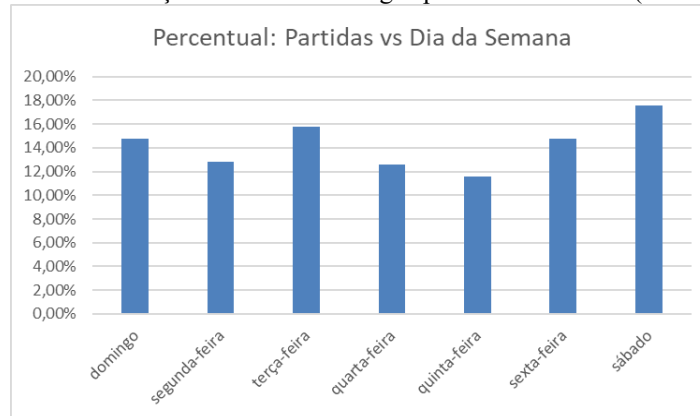


Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Quanto à distribuição por dia da semana (figura 6), os dados mostram que os 500 jogos, ocorridos nas edições analisadas, estão relativamente bem distribuídos ao longo dos dias úteis e finais de semana, com maior incidência de 17,6% sendo aos sábados (88 jogos) e menor frequência às quintas-feiras (11,6%).

Ainda assim, observa-se que aproximadamente 67,6% das partidas foram realizadas entre segunda-feira e sexta-feira (338 jogos), enquanto 32,4% concentraram-se em fins de semana, o que justifica a investigação dos efeitos da Copa sobre variáveis financeiras em dias normais de pregão.

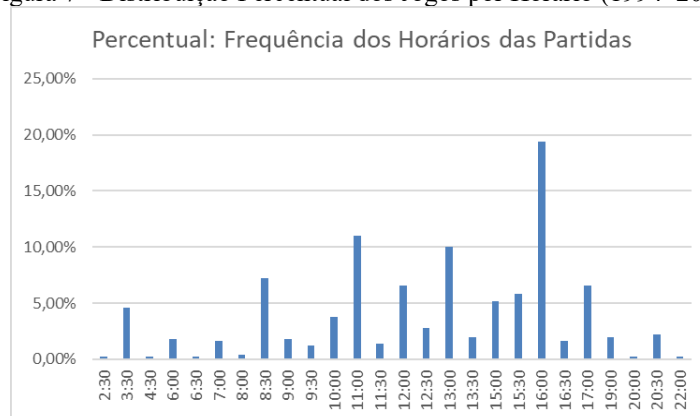
Figura 6 - Distribuição Percentual de Jogos por Dia da Semana (1994–2022)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

O último aspecto a considerar em relação a distribuição dos jogos, diz respeito à distribuição por horário. A figura 7 revela que a maioria dos jogos ocorreu no período da tarde, especialmente entre 12h e 17h (60%). Também há participação relevante de jogos no intervalo entre 8:30h e 11h (25%). Tais intervalos coincidem com o horário de funcionamento do mercado financeiro brasileiro.

Figura 7 - Distribuição Percentual dos Jogos por Horário (1994–2022)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Esse padrão temporal proporciona uma possível interferência dos jogos sobre a dinâmica intradiária do mercado, uma vez que a sobreposição entre o calendário esportivo e o calendário de negociação pode influenciar a atenção dos investidores.

Dessa forma, a dinâmica de negociação no mercado financeiro, pode sofrer por redução de liquidez, alteração no volume negociado ou mudanças no comportamento dos investidores durante e imediatamente após as partidas. Em conjunto, esses resultados descritivos sustentam a escolha metodológica adotada, ao considerar variáveis *dummy* associadas ao período da Copa do Mundo, aos dias de jogos da seleção brasileira e ao pós-jogo.

4.2 Testes preliminares das séries financeiras

Antes da estimação dos modelos econométricos propostos, foram realizados testes preliminares com o objetivo de avaliar as propriedades estatísticas das séries financeiras analisadas, de modo a assegurar a adequação das especificações empíricas a serem adotadas.

Essa análise prévia permite verificar a compatibilidade dos dados com os pressupostos dos modelos e, nesse sentido, fundamenta a utilização de estruturas autorregressivas e de modelos de volatilidade condicional.

Esses testes são organizados em duas etapas complementares: (i) testes aplicados diretamente às séries de retornos e de volume de negociação e (ii) testes de diagnóstico aplicados aos resíduos das regressões estimadas por MQO.

Primeiramente, como verificação das evidências observadas na estatística descritiva, avaliou-se a normalidade das distribuições das séries por meio do teste de Skewness/Kurtosis, cujos resultados são apresentados na Tabela E.1 (Apêndice E).

Os resultados confirmam a rejeição sistemática da normalidade tanto para os retornos quanto para o logaritmo do volume de negociação, confirmando a presença de assimetria estatisticamente significativa e excesso de curtose.

Como etapa complementar e verificação inicial de robustez das regressões lineares, avaliou-se a presença de multicolinearidade entre as variáveis explicativas por meio do fator de inflação da variância (VIF). Os resultados indicaram valores próximos à unidade em todas as especificações representativas de retornos e de volume de negociação, sugerindo ausência de multicolinearidade relevante entre os regressores e, conseqüentemente, não comprometendo a interpretação dos coeficientes estimados nos modelos lineares subsequentes.

Considerando que a análise se baseia em modelos de séries temporais e que a validade da inferência estatística depende da estacionariedade das variáveis, procedeu-se à avaliação da estacionariedade das séries financeiras. Realizou-se então, o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) às séries de retornos diários dos índices analisados (IBOV, ICON, IFNC e INDX). Os resultados indicam rejeição consistente da hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de 1% para todas as séries de retornos, ou seja, evidenciam o comportamento estacionário da série (Apêndice E, Tabela E.2). Sendo assim, os retornos podem ser modelados diretamente nas equações de média, sem necessidade de diferenciação adicional.

Em continuidade, investigou-se a existência de autocorrelação linear nos retornos, com o objetivo de orientar a especificação da equação da média e mitigar dependência residual antes da modelagem da variância condicional. Dessa forma, foram analisados os correlogramas das

funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (FAC e FACP), complementados pelo teste *portmanteau* de Ljung–Box para as primeiras 20 defasagens, bem como pelo teste de Breusch–Godfrey.

Os resultados, apresentados na Tabela E.3 (Apêndice E), indicam que, embora o IBOV apresente autocorrelações pontuais de baixa magnitude, o teste de Ljung–Box rejeita a hipótese de ruído branco, sugerindo a presença de dependência linear acumulada, ainda que fraca. Nos índices setoriais ICON, IFNC e INDX, a evidência de autocorrelação é mais pronunciada, rejeitando a hipótese nula tanto nos testes *portmanteau* quanto nos testes de autocorrelação serial, já nas primeiras defasagens.

Como verificação adicional, os diagnósticos foram replicados utilizando uma medida sequencial de pregões, sem lacunas no calendário, e os resultados preservaram o padrão observado, indicando que a dependência linear não decorre exclusivamente da presença de *gaps* na série temporal.

Por fim, a fim de verificar a heterocedasticidade dos resíduos, das regressões estimadas por MQO, empregou-se o teste de Breusch–Pagan / Cook–Weisberg, tanto nas regressões de retornos quanto nas regressões do logaritmo do volume de negociação. Os resultados, apresentados na Tabela E.4 (Apêndice E), indicam evidência heterogênea de heterocedasticidade nos modelos de retorno, sendo mais pronunciada no setor financeiro (IFNC), enquanto, para o volume de negociação, a hipótese de homocedasticidade é fortemente rejeitada em todas as especificações analisadas.

Esse padrão reforça a natureza variável dos dados, que refletem a atividade de negociação ao longo do tempo, marcada por variações entre períodos de baixa e alta intensidade. Diante dessas evidências (autocorrelação residual e heterocedasticidade), optou-se pela utilização sistemática de erros-padrão robustos do tipo HAC (Newey–West) em todas as regressões lineares, com o intuito de garantir inferência estatística consistente a partir das regressões estimadas.

4.3 Heterocedasticidade condicional nos retornos

Após verificar a presença de autocorrelação serial e de heterocedasticidade nos modelos, realizou-se à investigação específica da heterocedasticidade condicional nos retornos, por meio do teste ARCH-LM, conforme proposto por Engle (1982). Esse procedimento permite avaliar se a variância dos erros apresenta dependência temporal sistemática, uma vez que esse pressuposto é fundamental para a adoção de modelos da família ARCH/GARCH.

Com o intuito de evitar distorções associadas às lacunas do calendário diário e assegurar a correta identificação da dependência temporal da variância, o teste foi conduzido a partir de uma indexação sequencial de pregões, após restringir a amostra às observações com retornos disponíveis para os índices analisados.

A hipótese nula do teste, ausência de efeitos ARCH, foi rejeitada até a quinta defasagem para todas as séries consideradas (p -valor $< 0,001$), conforme sintetizado na Tabela E.5 (Apêndice E). Esse resultado indica a presença de heterocedasticidade condicional persistente, sinalizando que choques na volatilidade do mercado brasileiro tendem a depender de seus próprios valores passados, tanto no índice agregado quanto nos setores de consumo, financeiro e industrial.

Como evidência complementar, os correlogramas dos retornos ao quadrado exibiram autocorrelação estatisticamente significativa ao longo das primeiras defasagens, demonstrando que a dependência temporal observada se concentra na variância, e não necessariamente na média dos retornos. Em conjunto, esses achados corroboram a inadequação de modelos homocedásticos para a análise da volatilidade e fundamentam a utilização de modelos de volatilidade condicional

Para a determinação das ordens do modelo GARCH e da distribuição dos erros estimou-se uma grade restrita de modelos candidatos GARCH com ordens $(p,q) \in \{(1,1), (1,2), (2,1), (2,2)\}$, combinados a duas hipóteses distributivas para os erros: Normal e t-Student. A escolha entre essas especificações foi realizada com base nos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC), com objetivo de realizar a estimação mais adequada às propriedades dos dados.

Os resultados apresentados na Tabela E.6 (Apêndice E) indicam que, para todos os índices analisados, as especificações com distribuição t-Student apresentam valores substancialmente inferiores de AIC e BIC em relação à hipótese de normalidade. Esse resultado é coerente com as análises anteriores que sinalizavam assimetria e excesso de curtose, evidenciando a inadequação da distribuição Normal para caracterizar o comportamento dos retornos.

Além disso, dentro da família t-GARCH, o modelo $AR(1) + t$ -GARCH(1,1) apresentou, em todas as especificações estimadas, o melhor desempenho segundo os critérios de informação. Ademais, especificações com ordens mais elevadas (GARCH(1,2), GARCH(2,1) e GARCH(2,2)) não produziram ganhos informacionais suficientes para justificar o aumento da complexidade do modelo, sendo penalizadas sobretudo pelo BIC.

Por fim, com base em todas as evidências, a partir dos testes, adotou-se o modelo AR(1) + t-GARCH(1,1) como especificação padrão para a estimação da volatilidade condicional ao longo do estudo. Essa padronização fornece uma estrutura consistente para as análises empíricas determinadas na metodologia e assegura que a inferência econométrica esteja alinhada às propriedades estatísticas observadas nos dados.

4.4 Análise e discussão dos resultados

4.4.1 Hipótese H1 – Efeito calendário associado à realização da Copa do Mundo

A Hipótese H1, que investiga a existência de um efeito calendário persistente associado à realização da Copa do Mundo, foi investigada por meio da avaliação dos impactos desse evento sobre os retornos, o volume de negociação e a volatilidade condicional do mercado acionário brasileiro. A motivação teórica para essa hipótese está ancorada nas finanças comportamentais, segundo a qual considera-se que eventos esportivos de grande magnitude podem alterar o comportamento dos investidores por meio de mudanças no otimismo, na alocação de atenção e na intensidade de negociação, apesar desses eventos não possuírem informação econômica fundamental.

Primeiramente foram analisados os resultados referentes aos retornos do IBOV, apresentados na tabela 12. Nota-se que os resultados não fornecem evidências estatisticamente significativas de um efeito médio da Copa do Mundo sobre os retornos diários.

Tabela 12 - Hipótese H1: Efeito Copa do Mundo sobre Retornos (IBOV)

Variável explicativa	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
D_Copa	0,00025	0,00186	0,14	0,892
Constante	0,00075***	0,00024	3,10	0,002
D_JCopa	-0,00408	0,00329	-1,24	0,216
D_pos_JCopa	0,00322	0,00286	1,13	0,260
Constante	0,00076***	0,00024	3,15	0,002

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

A *dummy* D_Copa, que assume 1 para todos os dias de duração da Copa, apresenta coeficiente positivo, porém estatisticamente não significativo (coef. = 0,00025; p = 0,892), o que implica dizer que, em média, o período de duração da Copa não altera de forma sistemática os retornos do mercado.

De modo semelhante, quando se considerou apenas os dias em que houve efetivamente partidas de futebol e dias subsequentes (D_JCopa e D_pos_JCopa), os coeficientes estimados também não se mostraram estatisticamente significativos.

Esses achados corroboram com Kim e Shamsuddin (2023) que, ao avaliarem um amplo conjunto de anomalias associadas a eventos esportivos, demonstram que os efeitos sobre retornos tendem a ser frágeis e altamente sensíveis à especificação empírica.

Ademais, um aspecto relevante a se considerar diz respeito aos achados de (Drummond, 2023) que argumenta que eventos esportivos amplamente antecipados tendem a impactar mais fortemente variáveis de atividade e qualidade de mercado do que os retornos médios propriamente ditos. Sendo assim, com base nessas evidências, conclui-se que a ausência de significância dos retornos sugere que o mercado brasileiro não incorpora um prêmio sistemático associado à realização da Copa do Mundo.

No que se refere ao volume de negociação, os resultados apresentados na tabela 13 evidenciam forte persistência temporal, com coeficiente autorregressivo próximo da unidade ($L.\ln_vol_IBOV \approx 0,99$), conforme o esperado para essa série.

Entretanto, as variáveis associadas à Copa do Mundo, assim como nos retornos, não apresentaram coeficientes estatisticamente significativos, seja ao considerar a *dummy* agregada do período (D_Copa) ou quando analisados separadamente os dias efetivos de jogos e os dias posteriores

Tabela 13 - Hipótese H1: Efeito Copa do Mundo sobre Volume de Negociação (IBOV)

Variável explicativa	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
L.ln_vol_IBOV	0,9905***	0,00215	461,00	0,000
D_Copa	-0,0908	0,0774	-1,17	0,241
Constante	0,2109***	0,0409	5,15	0,000
L.ln_vol_IBOV	0,9905***	0,00215	461,68	0,000
D_JCopa	-0,1455	0,1047	-1,39	0,165
D_pos_JCopa	0,0339	0,0960	0,35	0,724
Constante	0,2108***	0,0409	5,15	0,000

Notas: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Esse resultado sugere que, para a bolsa de valores brasileira, a Copa do Mundo não reduz nem intensifica de forma sistemática o volume negociado no mercado brasileiro. Essa evidência contrasta parcialmente com estudos internacionais, como Cai *et al.* (2023) e

Drummond (2023) que encontram redução da atividade de negociação durante partidas em horários de pregão.

Uma possível explicação para esse contraste reside, além da definição da janela temporal, nas características estruturais do mercado brasileiro enquanto mercado emergente, no qual a atividade de negociação tende a ser mais concentrada em investidores institucionais e menos sensível a choques comportamentais de curto prazo.

No entanto, vale salientar, que a hipótese H1 capta o efeito médio do evento ao longo de todo o período da Copa. Dessa forma a não significância dos retornos pode estar associada ao fato da atenção dos investidores não estar intensificada ou reduzida de igual modo ao longo de todo o período, podendo apresentar-se de forma mais consistente nos dias de jogos de maior relevância para os investidores brasileiros.

Tal aspecto pode ajudar a explicar a ausência de significância estatística nesse estágio da análise. Sendo assim, os resultados indicam que possíveis efeitos de distração podem ser mais pontuais e concentrados em janelas específicas, sendo mais adequadamente explorados nas hipóteses seguintes.

Antes de avançar para a análise da volatilidade condicional, vale destacar que, em consonância com a literatura recente sobre eventos esportivos e choques comportamentais, a volatilidade é tratada neste estudo como uma variável latente inicialmente filtrada por modelos GARCH, cuja dinâmica é posteriormente analisada à luz de eventos específicos, sem a imposição de causalidade estrutural direta. Essa estratégia metodológica visa preservar a estabilidade da estimação e permitir uma interpretação condicional dos efeitos associados à Copa do Mundo.

Em relação a volatilidade condicional, a análise oferece evidências mais sutis e relevantes. Na tabela 14 (Painel A) é apresentado os resultados principais estimados em tempo calendário (*Data_ts*), onde se nota que as *dummies* associadas à Copa do Mundo não se mostraram estatisticamente significativas.

Considerar os dias totais do evento e o conjunto de dias efetivos de jogos e pós jogos, resultou em coeficientes positivos, porém não significativos, indicando que, ao considerar o calendário tradicional com lacunas entre pregões, não se observa alteração sistemática na volatilidade condicional durante a Copa.

Entretanto, quando se realiza a análise de robustez em tempo de pregão consecutivo (*t_pregão*), apresentada no Painel B da tabela 14, o resultado se altera de forma substantiva. A *dummy* *D_Copa* passa a apresentar coeficiente positivo e estatisticamente significativo (coef. =

0,3726; $p = 0,006$), indicando aumento da volatilidade condicional durante o período da Copa do Mundo. Ademais, a *dummy* referente aos dias efetivos de jogos (D_JCopa) também se torna estatisticamente significativa (coef. = 0,2376; $p = 0,035$), enquanto o efeito pós-jogo permanece não significativo.

Tabela 14 - Hipótese H1: Efeito Copa do Mundo sobre a Volatilidade Condicional (IBOV)

Painel A – Modelo Principal (Tempo Calendário – Data_ts)				
Variável explicativa	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
D_Copa	0,0515	0,0562	0,92	0,359
Constante	-7,8750***	0,0089	-882,82	0
D_JCopa	0,0554	0,0649	0,85	0,394
D_pos_JCopa	0,0292	0,0515	0,57	0,572
Constante	-7,8752***	0,0089	-884,09	0

Painel B – Robustez (Tempo de Pregão – t_pregão)				
Variável explicativa	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
D_Copa	0,3726***	0,1366	2,73	0,006
Constante	-8,1781***	0,0216	-378,05	0
D_JCopa	0,2376**	0,1125	2,11	0,035
D_pos_JCopa	0,1696	0,114	1,49	0,137
Constante	-8,1769***	0,0216	-378,36	0,000

Notas: A variância condicional é obtida a partir de modelos GARCH(1,1) com distribuição t-Student.

O Painel A utiliza tempo calendário com lacunas (Data_ts); o Painel B utiliza tempo de pregão consecutivo (t_pregão) como teste de robustez.

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Sendo assim, esse resultado mostra-se particularmente relevante, pois sugere que o efeito da Copa do Mundo se manifesta por meio da dinâmica da volatilidade, e não dos retornos médios ou do volume agregado. Tal evidência dialoga diretamente com Wang (2022) que documenta alterações na persistência da volatilidade durante grandes eventos esportivos em função da redução da atenção de analistas e agentes informacionais.

Ademais, o aumento da volatilidade condicional em tempo de pregão consecutivo está alinhada com a interpretação comportamental de maior incerteza e menor eficiência informacional durante períodos de distração coletiva (Drummond, 2023).

Um aspecto a se considerar diz respeito à sensibilidade dos resultados à estrutura temporal dos dados, aspectos esses que também são considerados em outros estudos. A literatura que investiga choques comportamentais e eventos de distração, por exemplo, argumenta que esses efeitos tendem a se manifestar no tempo efetivo de negociação, podendo ser atenuados quando analisados em estruturas temporais excessivamente agregadas (Cai *et al.*, 2023; Drummond, 2023)

Vale salientar que a diferença entre os resultados do modelo principal e da análise de robustez reforça a importância metodológica do tratamento adequado das lacunas temporais em modelos GARCH. Conforme discutido por Perlin *et al.* (2021) a presença de *gaps* no tempo calendário pode afetar a recursividade da variância condicional, reduzindo a potência estatística dos testes, sem, contudo, invalidar a inferência.

Desse modo, a significância observada em tempo de pregão consecutivo fortalece a evidência de que a Copa do Mundo está associada a maior instabilidade do mercado, ainda que esse efeito não se traduza em retornos médios anômalos.

Portanto, diante do conjunto de evidências empíricas apresentadas, conclui-se que o efeito calendário associado a Copa do Mundo, no mercado acionário brasileiro, não se manifesta de forma sistemática sobre os retornos médios e sobre o volume de negociação do mercado acionário brasileiro, mas encontra respaldo empírico na dinâmica da volatilidade condicional, especialmente quando adotada uma estrutura temporal consecutiva.

Esses achados corroboram a literatura comportamental que associa grandes eventos esportivos a alterações na atenção e na percepção de risco dos investidores, sem necessariamente gerar oportunidades de arbitragem persistentes nos retornos. Em suma, a hipótese H1, de efeito calendário associado à Copa do Mundo, é considerada parcialmente aceita, encontrando respaldo apenas na dimensão da volatilidade e sendo rejeitada para retornos e volume.

4.4.2 Hipótese H2 – Expectativa e ajuste intertemporal dos retornos em torno dos jogos da Seleção Brasileira

A Hipótese H2 investiga se os jogos da Seleção Brasileira geram movimentos intertemporais nos retornos do mercado, associados a vieses comportamentais de antecipação, otimismo ou correção pós-evento. Sob a ótica das finanças comportamentais, eventos esportivos de alta relevância simbólica podem influenciar o humor dos investidores, sendo capaz de alterar sua percepção de risco e suas decisões de alocação antes, durante ou após os jogos, ainda que tais efeitos não se manifestem de forma persistente no longo prazo.

Diferentemente da Hipótese H1, o foco da Hipótese H2 está sob as janelas temporais estritamente associadas aos jogos da Seleção Brasileira, nos quais o componente emocional, cultural e de identidade do brasileiro tende a ser mais pronunciado.

A literatura internacional fornece fundamentos para essa hipótese ao documentar que eventos esportivos amplamente acompanhados tendem a afetar o sentimento do investidor e, conseqüentemente, os preços dos ativos.

Estudos como os de Cai *et al.* (2023) e Drummond (2023) apontam que jogos da Copa do Mundo estão associados a retornos negativos em dias de distração ou privação de sono, enquanto Saggi *et al.* (2024) evidenciam padrões de antecipação seguidos por reversões, consistentes com o comportamento “*buy the rumor, sell the news*”.

Ademais, a literatura de finanças comportamentais mais sustenta que vieses como excesso de confiança e heurísticas representativas podem intensificar reações a eventos emocionalmente carregados (Parveen *et al.*, 2020; Wong, 2020)

Para investigar de forma empírica essa hipótese, no contexto brasileiro, estimou-se uma regressão dos retornos diários do IBOV sobre *dummies* que identificam o pregão imediatamente anterior ao jogo da Seleção Brasileira (D_pre_JBrasil), o dia do jogo (D_JBrasil) e o pregão subsequente (D_pos_JBrasil), utilizando erros-padrão robustos de Newey-West. Os resultados encontram-se sintetizados na tabela 15, apresentada a seguir.

Tabela 15 - Hipótese H2: Efeito dos jogos da Seleção Brasileira sobre Retornos (IBOV)

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
D_pre_JBrasil	-0,00353	0,00337	-1,05	0,296
D_JBrasil	-0,00112	0,00326	-0,34	0,731
D_pos_JBrasil	0,00519	0,00342	1,52	0,129
Constante	0,00075	0,00024	3,12	0,002

Notas: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Conforme observado, nenhuma das variáveis associadas às janelas em torno dos jogos da Seleção Brasileira apresentaram significância estatística. O coeficiente estimado para o período pré-jogo é negativo (-0,35% aproximadamente), sugerindo uma leve queda nos retornos antes das partidas; entretanto, esse efeito não é estatisticamente distinto de zero, o que impossibilita a construção de inferências.

Esses resultados sugerem que, diferentemente do que parte da literatura internacional documenta para outros mercados, não há evidência de antecipação otimista nem de correção sistemática dos retornos no mercado acionário brasileiro em torno dos jogos da Seleção.

Tal achado pode estar relacionado a características institucionais e comportamentais específicas do mercado brasileiro, no qual a forte identificação cultural com o futebol, amplamente discutida por Lopes (2018) e Triches (2021), parece não se traduzir diretamente em uma nova precificação de ativos via retornos médios.

Ademais, como sugerem Kim e Shamsuddin (2023), muitos efeitos, classificados como anomalias de mercado, mostram-se frágeis quando submetidos a especificações econométricas mais rigorosas, o que reforça a interpretação de que reações emocionais nem sempre se convertem em ganhos ou perdas sistemáticas de retorno.

Vale salientar que, a própria natureza do evento analisado impõe certas restrições estatísticas relevantes. A Copa do Mundo ocorre com uma periodicidade quadrienal e possui duração limitada (aproximadamente um mês), o que faz com que o número de observações associadas aos jogos da Seleção Brasileira seja reduzido quando comparado ao tamanho total da amostra. Essa baixa frequência relativa tende a limitar o poder estatístico dos testes, especialmente em análises que focalizam janelas intertemporais restritas, como os períodos pré e pós-jogo.

Portanto, embora o futebol desempenhe papel central na identidade nacional e seja capaz de influenciar o humor e a atenção dos agentes econômicos, os resultados empíricos indicam que tais fatores não se materializam, no caso brasileiro, em ajustes intertemporais estatisticamente significativos nos retornos do mercado acionário.

Esse achado também dialoga com a literatura comportamental ao sugerir que o impacto do sentimento pode manifestar-se mais intensamente em outras dimensões do mercado, como volume ou volatilidade, e não necessariamente nos retornos médios (Parveen *et al.*, 2020; Wang, 2022).

Por fim, observa-se que, à luz dos resultados apresentados, a Hipótese H2 é rejeitada. Ou seja, não há evidência estatística de expectativa ou ajuste intertemporal dos retornos do IBOV nos períodos pré-jogo, dia do jogo ou pós-jogo da Seleção Brasileira, indicando que os jogos não geram retornos anômalos sistemáticos associados a antecipação, otimismo ou correção posterior no mercado acionário brasileiro.

4.4.3 Hipótese H3 – Distração do investidor e volume de negociação nos dias de jogos da Seleção Brasileira

A Hipótese H3 avalia se os jogos da Seleção Brasileira afetam o nível de atividade do mercado, mensurado pelo volume de negociação, partindo do pressuposto de distração do investidor. A literatura em finanças comportamentais sustenta que choques de atenção e mecanismos emocionais podem reduzir o foco dos agentes econômicos sobre o mercado financeiro, influenciando temporariamente na atividade de negociação, em linha com a noção de racionalidade limitada (Simon, 1955).

Relacionando esse comportamento com eventos esportivos, estudos aplicados a esse tipo de evento demonstram que essa limitação de atenção se traduz em menor participação no mercado durante os jogos (Cai *et al.*, 2023; Wang, 2022).

O resultado da estimação, utilizando um modelo autorregressivo para o logaritmo do volume de negociação do IBOV, incorporando *dummies* para o pregão imediatamente anterior ao jogo (D_pre_JBrasil), o dia do jogo (D_JBrasil) e o pregão subsequente (D_pos_JBrasil), com erros-padrão robustos de Newey-West, encontram-se apresentados na tabela 16.

Tabela 16- Hipótese H3: Efeito dos jogos da Seleção Brasileira sobre o Volume de negociação (IBOV)

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
L.ln_vol_IBOV	0,9906***	0,0021	472,97	0,000
D_pre_JBrasil	-0,2289	0,2649	-0,86	0,388
D_JBrasil	-0,3475***	0,0862	-4,03	0,000
D_pos_JBrasil	0,3265***	0,0688	4,75	0,000
Constante	0,2091	0,0398	5,25	0,000

Notas: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Conforme evidenciado, os resultados oferecem um forte suporte à Hipótese H3. O coeficiente associado ao dia do jogo da Seleção Brasileira é negativo e estatisticamente significativo ao nível de 1%, indicando uma redução do volume de negociação.

Em termos econômicos, o coeficiente estimado de aproximadamente $-0,35$ no logaritmo do volume sugere uma queda relevante na atividade de mercado nos dias de jogos, consistente com a hipótese de distração dos investidores.

Ademais, observa-se um efeito de reversão no pregão subsequente, capturado pelo coeficiente positivo e significativo de $0,33$ para a *dummy* pós-jogo. Esse padrão reforça a interpretação comportamental de que a diminuição na participação durante os jogos não reflete perda permanente de interesse, mas sim um adiamento das decisões de negociação em decorrência do deslocamento da atenção do investidor, sendo esta concentradas no pregão seguinte.

Tal dinâmica é compatível com o padrão documentado por Saggi *et al.* (2024), que identificaram aumento do volume após a realização de eventos esportivos, mesmo na ausência de retornos positivos correspondentes, sugerindo que o ajuste ocorre predominantemente via quantidade negociada.

Nessa vertente, em estudos internacionais, como o de Drummond (2023) é evidenciado que partidas da Copa do Mundo coincidentes com o horário de negociação estão associadas a quedas significativas no volume transacionado, refletindo limitação de atenção dos investidores. Vale destacar, que conforme exposto na análise descritiva da amostra é exatamente isso que acontece nas edições da Copa, em sua maioria os jogos ocorrem em paralelo ao horário de negociação da bolsa brasileira.

Esses achados estão em linha com Triches (2021) e Lopes (2018), ao evidenciarem que o futebol constitui elemento estruturante da identidade social no Brasil, capaz de mobilizar a atenção coletiva de forma intensa, especialmente quando envolve a Seleção Brasileira em competições internacionais. Corroborando com essa perspectiva, observa-se que os dias de jogos da seleção brasileira conferem certa redução do volume negociado, refletindo menor participação dos investidores no mercado.

Em relação ao sentimento de otimismo antecipatório, nota-se que o coeficiente associado ao pregão imediatamente anterior ao jogo, embora negativo, não apresenta significância estatística, sugerindo que o efeito de distração se materializa de forma mais intensa durante o evento, e não no período de antecipação.

Esse resultado dialoga com Drummond (2023) que argumenta que a atenção limitada atua, sobretudo, no momento em que o evento está ocorrendo, caracterizando uma competição direta entre o mercado financeiro e o evento esportivo pelo foco dos investidores. Portanto, os achados empíricos indicam que os jogos da Seleção Brasileira afetam de maneira clara e sistemática a atividade do mercado acionário brasileiro, através da redução temporária do volume negociado, seguida de ajuste posterior.

Sendo assim, a Hipótese H3 não é rejeitada. Esse resultado reforça a ideia relacionada às finanças comportamentais, de que limitações cognitivas e atenção restrita constituem canais relevantes de transmissão de choques não econômicos ao funcionamento dos mercados financeiros (Cai *et al.*, 2023; Wang, 2022; Wong, 2020).

4.4.4 Hipótese H4 – Volatilidade condicional e jogos da Seleção Brasileira

A Hipótese H4 investiga se os jogos da Seleção Brasileira afetam a volatilidade condicional do mercado acionário brasileiro, avaliando se a Copa, como um evento de grande apelo emocional, está associada a alterações no grau de incerteza percebida pelos investidores. Diferentemente das hipóteses H2 e H3, que tratam de retornos médios e volume negociado, esta hipótese está diretamente relacionada à dinâmica do risco.

Para testar essa hipótese, estimou-se um modelo GARCH(1,1) com distribuição t-Student e termo autorregressivo AR(1) na equação da média, em consonância com os diagnósticos já apresentados e com a literatura recente sobre modelagem da volatilidade em contextos de choques comportamentais (Bassiouny *et al.*, 2023; Malaquias *et al.*, 2023).

A análise foi conduzida em dois estágios: no primeiro, estimou-se a variância condicional; no segundo, avaliou-se o efeito das *dummies* associadas aos jogos da Seleção Brasileira sobre o logaritmo da variância condicional, com inferência robusta à autocorrelação e heterocedasticidade por meio de erros-padrão de Newey-West.

Inicialmente, utilizou-se o tempo calendário (Data_ts) como modelo principal; em seguida, procedeu-se à análise de robustez com tempo de pregão consecutivo (t_pregão). Os resultados do modelo principal encontram-se apresentados na tabela 17.

Tabela 17- Hipótese H4: Efeito dos jogos da Seleção Brasileira sobre a Volatilidade (IBOV - Data_ts)

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
D_pre_JBrasil	0,0589	0,0755	0,78	0,436
D_JBrasil	0,0628	0,0828	0,76	0,448
D_pos_JBrasil	0,1228**	0,0567	2,17	0,030
Constante	-7,8752	0,0089	-886,01	0,000

Notas: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Conforme evidenciado na Tabela 17, os coeficientes associados ao pregão anterior ao jogo e ao dia do jogo não apresentam significância estatística no modelo principal. Esse resultado sugere que, quando se utiliza o tempo calendário com lacunas, os jogos da Seleção Brasileira não estão associados a uma alteração da volatilidade condicional.

Contudo, observa-se um efeito positivo sutil e estatisticamente significativo, ao nível de 5%, no pregão subsequente ao jogo, com coeficiente estimado de aproximadamente 0,12, indicando aumento da volatilidade após a realização do evento.

Todavia, a literatura alerta que a presença de *gaps* temporais pode afetar a dinâmica recursiva dos modelos GARCH, reduzindo a potência estatística da inferência, ainda que não invalide os resultados. Sendo assim, procedeu-se à análise de robustez utilizando o tempo de pregão consecutivo, cujos resultados encontram-se na tabela 18.

Tabela 18 - Hipótese H4: Efeito dos jogos da Seleção Brasileira sobre a Volatilidade (IBOV - t_pregão)

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
D_pre_JBrasil	0,4431***	0,1497	2,96	0,003
D_JBrasil	0,4193***	0,1634	2,57	0,010
D_pos_JBrasil	0,4295***	0,1556	2,76	0,006
Constante	-8,1770	0,0215	-379,79	0,000

Notas: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Os resultados apresentados na Tabela 9 reforçam a evidência empírica em favor da Hipótese H4. Quando a volatilidade é modelada em tempo de pregão consecutivo, os coeficientes associados às três janelas tornam-se positivos e estatisticamente significativos. Em termos econômicos, os coeficientes estimados, variando entre 0,42 e 0,44, indicam um aumento expressivo da volatilidade condicional em torno dos jogos da Seleção Brasileira.

Esse resultado é consistente com os achados de Wang (2022), que argumenta que choques de atenção coletiva afetam diretamente a persistência e o nível da volatilidade, ou seja, resultam em uma alteração da dinâmica do risco.

Portanto, a comparação entre o modelo principal e a análise de robustez indica que os jogos da Seleção Brasileira estão associados a um aumento da volatilidade condicional, efeito esse que se torna mais nítido quando a estrutura temporal do modelo é ajustada para eliminar lacunas entre pregões.

4.4.5 Hipótese H5 – Retornos setoriais com controle do mercado

A Hipótese H5 amplia a discussão do efeito calendário, ao propor que os efeitos associados à Copa do Mundo podem não se manifestar de forma agregada e uniforme, mas sim de maneira heterogênea entre setores, em função de diferenças na composição de investidores, na sensibilidade a choques de atenção/saliência e na dinâmica de informação e liquidez.

Essa percepção é consistente com a literatura de anomalias de calendário, que destaca a não universalidade dos efeitos sazonais e a sua dependência do contexto e do recorte empírico (Naz *et al.*, 2021; Norvaišienė & Stankevičienė, 2022; Rosini & Shenai, 2020; Valadkhani & O'Mahony, 2024).

A Tabela 10 apresenta os resultados das regressões de retornos setoriais para os índices ICON, IFNC e INDX, estimadas por MQO com erros-padrão de Newey-West, controlando-se

pelo retorno do mercado (IBOV), e analisados a nível Copa de modo geral e a nível jogos da seleção.

Tabela 19 - Hipótese H5: Efeito Copa do Mundo sobre Retornos setoriais

Variável	ICON	IFNC	INDX
ret_IBOV	0,579***	0,729***	0,686***
D_Copa	-0,001	-0,000	-0,001
D_JCopa	0,002	-0,001	-0,000
D_pos_JCopa	-0,003	0,000	-0,000
D_pre_JBrasil	-0,004	-0,000	-0,002
D_JBrasil	0,000	-0,002	0,001
D_pos_JBrasil	-0,002	0,000	-0,002

Notas: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Ao controlar o retorno do mercado (ret_IBOV), os resultados indicam, de forma consistente, que a exposição setorial ao componente sistemático é estatisticamente relevante, com magnitudes que variam entre aproximadamente 0,58 (ICON), 0,69 (INDX) e 0,73 (IFNC), corroborando que o controle de mercado é necessário para evitar interpretações espúrias em análises setoriais (Chatzitzisi *et al.*, 2021; Valadkhani & O'Mahony, 2024).

No que se refere ao período agregado da Copa do Mundo (D_Copa) e dias de jogos e pós-jogos (D_JCopa e D_pos_JCopa), os coeficientes estimados são estatisticamente não significativos, sugerindo que, eventuais choques emocionais associados a Copa não se traduzem em retornos anormais setoriais sistemáticos, corroborando a visão de que o impacto do sentimento esportivo tende a ser mais difuso e de curta duração quando analisado no nível de retornos financeiros (Fan *et al.*, 2017).

No que tange à análise do volume de negociação setorial, observa-se uma elevada persistência temporal (tabela 20), o que é compatível com a dinâmica típica de séries de atividade e reforça a adequação da especificação (Naz *et al.*, 2021). Em todos os setores analisados, o coeficiente associado ao volume defasado é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1%, indicando forte inércia na dinâmica do volume negociado.

Tabela 20 - Hipótese H5: Efeito Copa do Mundo sobre Volume de negociação setorial

Variável	ICON	IFNC	INDX
L.ln_vol	0,898***	0,608***	0,783***
D_Copa	-0,225**	0,010	-0,148*
D_JCopa	-0,036	-0,082	-0,124
D_pos_JCopa	-0,145	0,142	0,001
D_pre_JBrasil	-0,225	-0,079	0,011
D_JBrasil	-0,633*	-0,155	-0,348**
D_pos_JBrasil	-0,190	0,483*	-0,331

Notas: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

No que se refere às variáveis associadas à Copa do Mundo e aos jogos da Seleção Brasileira, nenhum dos coeficientes estimados atinge significância estatística ao nível de 1%. Ainda assim, os sinais estimados e a distribuição dos coeficientes ao longo dos setores revelam padrões sugestivos de heterogeneidade setorial, que, embora não robustos em termos estatísticos, são informativos do ponto de vista econômico e comportamental.

Em particular, durante o período agregado da Copa (D_Copa), observa-se que os coeficientes associados aos setores ICON e INDX são negativos, sugerindo retração da atividade de negociação nesses segmentos, ainda assim é importante ressaltar que tais efeitos não apresentam significância estatística.

De modo semelhante, nos dias de jogos da Seleção Brasileira, os sinais negativos estimados para ICON e INDX contrastam com o comportamento do IFNC, que apresenta coeficiente positivo no pós-jogo, indicando possível realocação temporal das negociações.

Ainda que tais efeitos não sejam estatisticamente robustos ao nível de 1%, sua direção e consistência são compatíveis com a literatura que associa eventos de grande apelo emocional a mecanismos de distração e atenção limitada (Drummond, 2023).

Sob essa ótica, setores mais associados a decisões discricionárias e com maior heterogeneidade de participantes podem ser mais suscetíveis a deslocamentos de atenção, enquanto que o setor financeiro tende a apresentar maior reorganização intertemporal das negociações, em função de sua maior integração institucional e monitoramento contínuo.

Adicionalmente, vale salientar que o comportamento agregado do IBOV pode mascarar respostas setoriais incipientes, uma vez que reduções de atividade em determinados segmentos podem ser compensadas por outros menos sensíveis a choques comportamentais (Eduah *et al.*, 2024; Rosini & Shenai, 2020).

Além do retorno e volume, a hipótese H5 também investiga o risco, isto é, a volatilidade condicional. Os resultados são mais expressivos e mais alinhados à literatura recente, segundo a qual eventos não financeiros e altamente salientes podem deslocar o estado de incerteza percebida e, assim, afetar a volatilidade mesmo quando retornos médios não respondem (Drummond, 2023; Wang, 2022).

Nos resultados do modelo principal com *gaps* (Data_ts) (tabela 21), os efeitos associados à Copa não se mostram estatisticamente relevantes para a volatilidade condicional em nenhum dos índices. Por outro lado, surge um padrão um pouco mais consistente quando o recorte é feito sobre os jogos da Seleção Brasileira, onde observa-se aumento estatisticamente significativo, ao nível de 5%, da volatilidade no pós-jogo do Brasil (D_pos_JBrasil) no IBOV e no IFNC, com coeficientes aproximados de 0,123 e 0,112, respectivamente.

Em termos econômicos, esses coeficientes sugerem aumento proporcional da variância condicional após o jogo, compatível com a leitura de que o mercado entra em um regime de maior incerteza ao reprecificar expectativas e ajustar posições após o (Kim & Ryu, 2022; Liu *et al.*, 2022).

Tabela 21 - Hipótese H5: Efeito Copa do Mundo sobre a Volatilidade condicional setorial (Data_ts)

Painel A — Copa (D_Copa)				
Variável	IBOV	ICON	IFNC	INDX
D_Copa	0,0515	0,021	0,0821*	0,004
Constante	-7,8750***	-7,9331***	-8,0211***	-8,2253***
Painel B — Copa: dia e pós (D_JCopa; D_pos_JCopa)				
Variável	IBOV	ICON	IFNC	INDX
D_JCopa	0,0554	0,0599	0,0375	0,0167
D_pos_JCopa	0,0292	-0,0170	0,0394	0,0239
Constante	-7,8752***	-7,9333***	-8,0207***	-8,2259***
Painel C — Jogos do Brasil (pré/dia/pós)				
Variável	IBOV	ICON	IFNC	INDX
D_pre_JBrasil	0,0589	-0,0375	0,087	-0,0608
D_JBrasil	0,0628	0,0672	-0,0032	0,0526
D_pos_JBrasil	0,1228**	0,1047	0,1124**	0,0882*
Constante	-7,8752***	-7,9333***	-8,0205***	-8,2255***

Notas: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Entretanto, quando se adota a análise de robustez em tempo de pregão consecutivo (t_pregão), os resultados tornam-se mais claros (Tabela 22). No caso do IBOV, a *dummy*

agregada da Copa do Mundo (D_Copa) permanece positiva e estatisticamente significativa ao nível de 1% (coeficiente $\approx 0,373$; $p < 0,01$).

O mesmo ocorre com as três *dummies* associadas às janelas em torno dos jogos da Seleção Brasileira (pré-jogo, dia do jogo e pós-jogo), cujos coeficientes estão em torno de 0,42–0,44, todos significativos ao nível de 1%. Esses resultados indicam que, em uma especificação sem quebras da amostra, os eventos esportivos estão associados a um regime de volatilidade condicional mais elevado no mercado agregado.

Tabela 22- Hipótese H5: Efeito Copa do Mundo sobre a Volatilidade condicional setorial (t_pregão)

Painel A — Copa (D_Copa)				
Variável	IBOV	ICON	IFNC	INDX
D_Copa	0,3726***	0,2683*	0,3599***	0,2277**
Constante	-8,1781***	-8,2814***	-8,2355***	-8,4348***
Painel B — Copa: dia e pós (D_JCopa; D_pos_JCopa)				
Variável	IBOV	ICON	IFNC	INDX
D_JCopa	0,2376**	0,2327*	0,1867**	0,1971**
D_pos_JCopa	0,1696	0,0744	0,1971**	0,0646
Constante	-8,1769***	-8,2807***	-8,2343***	-8,4342***
Painel C — Jogos do Brasil (pré/dia/pós)				
Variável	IBOV	ICON	IFNC	INDX
D_pre_JBrasil	0,4431***	0,2479	0,3806***	0,2203*
D_JBrasil	0,4193***	0,283	0,3437***	0,2701**
D_pos_JBrasil	0,4295***	0,2542	0,3800***	0,2178*
Constante	-8,1770***	-8,2798***	-8,2338***	-8,4337***

Notas: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

No setor financeiro (IFNC), o padrão é ainda mais robusto sob o critério adotado. A *dummy* agregada da Copa (D_Copa) é positiva e estatisticamente significativa ao nível de 1% (coeficiente $\approx 0,360$; $p < 0,01$), assim como as três *dummies* relativas aos jogos da Seleção Brasileira, cujos coeficientes variam aproximadamente entre 0,34 e 0,38, todos significativos ao nível de 1%.

Em termos econômicos, esse conjunto de resultados sugere que o setor financeiro reage de forma mais intensa a eventos que elevam a incerteza e capturam a atenção dos investidores, uma vez que suas atividades estão mais diretamente ligadas à avaliação de risco, ao processamento de informações e à formação de expectativas. Assim, choques associados a

eventos, como a Copa do Mundo e os jogos da Seleção Brasileira, tendem a se refletir com maior força nesse segmento (Kim & Ryu, 2022; Liu *et al.*, 2022).

No setor industrial (INDX), os coeficientes estimados para D_Copa, D_JCopa e para o dia de jogo do Brasil são positivos, porém não alcançam significância estatística ao nível de 1%, apresentando-se apenas como evidência marginal ou sugestiva sob critérios menos conservadores.

Semelhantemente, os efeitos estimados para o setor ICON são positivos, mas não se sustentam estatisticamente sob o nível de significância adotado neste estudo. Assim, para esses setores, os resultados não permitem inferência robusta acerca de alterações sistemáticas da volatilidade condicional associadas à Copa ou aos jogos da Seleção Brasileira.

Esse contraste entre setores evidencia a heterogeneidade setorial proposta na Hipótese H5 é fortemente sustentada no âmbito da volatilidade apenas para o mercado agregado (IBOV) e, de forma mais pronunciada, para o setor financeiro (IFNC), enquanto os demais setores apresentam, no máximo, indícios não robustos de resposta.

Esses achados são consistentes com a interpretação de que choques comportamentais e de atenção tendem a se materializar de maneira mais intensa em segmentos mais expostos à precificação do risco (Kim & Ryu, 2022; Liu *et al.*, 2022; Wang, 2022).

Em síntese, os resultados indicam que a hipótese de heterogeneidade setorial é mais bem sustentada no que tange à volatilidade do que no retorno volume. Em especial, IFNC e, em menor medida, INDX exibem respostas estatisticamente relevantes ao redor de Copa e jogos do Brasil, enquanto ICON mostra evidência fraca.

O comportamento do IBOV reforça que o fenômeno também é perceptível em nível agregado, mas com intensidade e consistência superiores quando a amostra é tratada em tempo de pregão contínuo.

4.5 Análise complementar: anúncios do país-sede da Copa do Mundo

Por fim, investigou-se o anúncio oficial do país-sede da Copa do Mundo da FIFA, a fim de identificar se tal evento, associado a Copa, constitui um evento informacional relevante o suficiente para afetar o mercado acionário brasileiro, seja em termos de retornos, atividade de negociação ou volatilidade condicional.

Diferentemente dos jogos da Seleção Brasileira e do próprio período de realização da Copa, o anúncio do país-sede configura um evento essencialmente institucional, amplamente antecipado e com conteúdo econômico direto limitado. Nesse sentido, sua inclusão permite avaliar se eventos dessa natureza são capazes de gerar reações sistemáticas no mercado

financeiro. Ademais, diferentemente das demais análises, a esse evento não é atribuída nenhuma perspectiva de caráter cultural ou social associado aos investidores brasileiros.

No que se refere aos retornos do IBOV, estimados por meio de regressões com erros-padrão robustos de Newey-West, os resultados evidenciaram ausência de reação estatisticamente significativa tanto no período pré-anúncio quanto no próprio dia do anúncio.

Conforme apresentado na Tabela E.7 (Apêndice do E), os coeficientes associados às *dummies* (D_pre_Anuncio e D_Anuncio) não diferem estatisticamente de zero, o que implica dizer que o mercado não incorpora um prêmio imediato associado à divulgação oficial do país-sede. Todavia, observa-se um retorno negativo estatisticamente significativo no período pós-anúncio, com coeficiente aproximado de $-0,004$ e significância ao nível de 5%.

Esse padrão pode ser explicado por ajustes intertemporais após eventos amplamente antecipados, nos quais a informação relevante é parcialmente incorporada antes do evento formal, restando um ajuste residual após sua confirmação (Aslam *et al.*, 2022; Bassiouny *et al.*, 2023). Ainda nessa vertente, mas sob a ótica das finanças comportamentais, tal evidência pode estar relacionada com o mecanismo de *overreaction* seguida de correção, recorrentes em estudos de sazonalidade e eventos institucionais (AlAwadhi, 2021; Bhattacharya *et al.*, 2022).

Em relação ao volume de negociação, a análise evidencia, assim como já observado, alta persistência dinâmica, com coeficiente autorregressivo próximo da unidade. Entretanto, conforme apresentado na Tabela E.8 (Apêndice E), nenhuma das *dummies* associadas ao anúncio, seja no período prévio, no dia do anúncio ou no pós-anúncio, apresenta significância estatística.

Esse achado indica que o anúncio do país-sede não altera de forma relevante a intensidade das negociações no mercado brasileiro, reforçando a distinção entre eventos de grande visibilidade midiática e eventos capazes de mobilizar efetivamente a atenção dos investidores.

Vale salientar que o anúncio do país-sede tende a apresentar maior repercussão no próprio país escolhido para receber o evento, na medida em que o anúncio sinaliza expectativas de investimentos em infraestrutura, turismo e visibilidade internacional, ainda que tais efeitos dependam da capacidade institucional e do contexto econômico local (Drummond, 2023; Zawadzki & Potrykus, 2023). Ademais, conforme argumentam Bhattacharya *et al.* (2022), o volume responde de forma mais intensa a choques de incerteza econômica ou a eventos inesperados, características que não se aplicam ao anúncio do país-sede da Copa do Mundo.

No que diz respeito à volatilidade condicional, a análise foi conduzida da mesma forma que as estimativas de volatilidade das hipóteses. No modelo principal, estimado em tempo calendário, observa-se que o coeficiente associado ao dia do anúncio é negativo e estatisticamente significativo (Tabela E.9 do Apêndice E), indicando uma redução pontual da volatilidade condicional no momento da divulgação oficial. Todavia, quando se considera a análise de robustez em tempo de pregão contínuo, esse efeito desaparece, e nenhuma das *dummies* associadas ao anúncio permanece estatisticamente significativa.

Sendo assim, essa diferença sugere que o impacto observado no modelo principal é transitório e sensível à estrutura temporal do calendário, não configurando uma mudança persistente no regime de volatilidade, em consonância com evidências de efeitos pontuais discutidas por Bhattacharya *et al.* (2022).

De forma integrada, os resultados da análise complementar indicam que o anúncio do país-sede da Copa do Mundo não constitui um choque comportamental relevante para o mercado acionário brasileiro. Não se observam efeitos sistemáticos sobre retornos ou volume, e a evidência de redução da volatilidade é pontual e não robusta a diferentes estruturas temporais.

Esses achados ampliam a investigação ao redor da Copa, ao evidenciar a distinção entre eventos institucionais amplamente antecipáveis e eventos que apresentam caráter sentimental. Enquanto jogos da Seleção Brasileira e períodos de Copa afetam o mercado por meio de canais comportamentais associados à atenção, à atividade de negociação e ao risco percebido, o anúncio do país-sede opera predominantemente como um evento de confirmação informacional, sem gerar impactos persistentes sobre o funcionamento do mercado financeiro.

5 Considerações finais

Este estudo teve como objetivo investigar a relação entre a Copa do Mundo de futebol e a ocorrência de anomalias de calendário no mercado financeiro brasileiro, a partir de uma abordagem integrada que relaciona elementos de finanças comportamentais, efeitos calendário e estudos sobre eventos esportivos de grande apelo nacional. A análise concentrou-se no período compreendido entre as Copas de 1994 e 2024, avaliando os impactos do evento sobre retornos, volume de negociação e volatilidade condicional do mercado acionário brasileiro.

A motivação central do estudo fundamenta-se na constatação de que o futebol ocupa papel singular na formação da identidade cultural brasileira, sendo frequentemente descrito

como um fenômeno social de alta intensidade emocional e ampla mobilização coletiva (Triches, 2021).

Trabalhos como os de Drummond (2023) e Cai *et al.* (2023) indicam que eventos esportivos de grande magnitude tendem a gerar choques de atenção e alterações no comportamento dos agentes, mesmo na ausência de conteúdo informacional econômico direto. Sob a ótica das finanças comportamentais, esses choques podem se manifestar por meio de atenção limitada, alterações no otimismo e mudanças na percepção de risco (Liu *et al.*, 2022; Naz *et al.*, 2021).

Quando combinados a fatores culturais e à forte identidade nacional associada ao futebol no Brasil, tais mecanismos configuram um ambiente propício à ocorrência de efeitos comportamentais sobre variáveis como volume e volatilidade, especialmente em um mercado emergente, no qual esses canais tendem a se mostrar mais sensíveis do que os retornos médios.

Do ponto de vista metodológico, a fim de responder ao problema de pesquisa, a pesquisa adotou uma estratégia quantitativa baseada em regressões por MQO com erros-padrão robustos de Newey-West, modelos autorregressivos para o volume de negociação e estimação da volatilidade condicional por meio de modelos GARCH(1,1) com distribuição t-Student.

A análise foi estruturada de modo a captar tanto os efeitos agregados da Copa do Mundo quanto os efeitos mais pontuais associados aos dias de jogos, com uma atenção maior voltada aos jogos da seleção, justamente por ser de grande relevância para a população brasileira.

Adicionalmente, para análise de volatilidade, foram conduzidos testes de robustez que redefinam a estrutura temporal da amostra, comparando especificações em tempo calendário e em tempo de pregão consecutivo, considerando-se que a amostra observada dispõe de lacunas temporais (Perlin *et al.*, 2021).

Os resultados empíricos permitiram responder de forma substancial o problema de pesquisa proposto. Em relação aos retornos médios, não foram identificadas evidências robustas de anomalias de calendário associadas à Copa do Mundo, tanto no nível agregado quanto no nível setorial. Esse achado está alinhado com a literatura recente que aponta que efeitos associados a eventos esportivos tendem a ser frágeis ou inexistentes no âmbito dos retornos, sobretudo quando controlado o movimento sistemático do mercado (Kim & Shamsuddin, 2023; Valadkhani & O'Mahony, 2024).

Em contraste, os resultados referentes ao volume de negociação indicam evidências relevantes de redução da atividade em períodos associados à Copa do Mundo e, de forma mais pronunciada, aos jogos da Seleção Brasileira, ainda que de maneira heterogênea entre setores.

A análise descritiva revelou que os jogos se concentram em horários específicos e recorrentes, frequentemente coincidindo com o horário de pregão, o que reforça a ocorrência de um possível deslocamento de atenção. Esse padrão sugere que a redução do volume não decorre de reavaliações fundamentais, mas de restrições cognitivas e de atenção dos investidores, levando ao adiamento ou à suspensão temporária de decisões de negociação.

A heterogeneidade setorial observada, com maior sensibilidade nos setores ICON e INDX e menor impacto no IFNC, pode ser interpretada à luz de diferenças estruturais entre os segmentos. Em outras palavras as características de cada setor demandam um certo grau de monitoramento distinto, bem como a necessidade de conteúdo informacional exigido para a tomada de decisão em cada setor também difere entre si.

Setores nos quais predominam decisões mais discricionárias e maior participação de investidores menos especializados tendem a ser mais suscetíveis a choques de atenção e a alterações temporárias no comportamento de negociação. Em contrapartida, o setor financeiro, por sua natureza mais intensiva em informação e monitoramento, pode apresentar maior capacidade de absorção do choque, reduzindo a magnitude do efeito observado.

Ademais, o fato de o IBOV, enquanto índice agregado, não apresentar redução estatisticamente significativa no volume reforça a ideia de que efeitos setoriais podem ser diluídos em recortes amplos (Rosini & Shenai, 2020).

No que se refere à volatilidade condicional, os resultados apontam para o principal canal de manifestação das anomalias associadas à Copa do Mundo. Embora no modelo principal em tempo calendário os efeitos sejam mais sutis, a análise de robustez em tempo de pregão consecutivo revela aumentos estatisticamente significativos da volatilidade durante a Copa e, sobretudo, nos dias de jogos da Seleção Brasileira.

Esses achados são consistentes com a literatura que argumenta que eventos de ampla repercussão social e emocional podem alterar o estado de incerteza do mercado, ampliando a dispersão de expectativas entre os investidores, mesmo quando não há evidência de retornos médios anormais (Kim & Ryu, 2022; Liu *et al.*, 2022; Zhang *et al.*, 2024).

Sob a ótica comportamental, infere-se que o aumento da volatilidade esteja associado a choques de atenção e a alterações transitórias no estado emocional dos agentes, como otimismo, euforia e distração, que ampliam a dispersão de expectativas e a incerteza percebida, sobretudo em um contexto marcado por forte identificação cultural.

No caso brasileiro, a Seleção Brasileira ultrapassa a condição de um time esportivo, atuando como representação simbólica da própria nação. Essa dimensão cultural intensifica o

envolvimento emocional dos agentes e amplifica os choques comportamentais associados aos jogos.

Dessa forma as partidas de futebol atuam como choques não econômicos capazes de alterar temporariamente o regime de risco do mercado. Esse resultado reforça a interpretação de que o efeito não está associado à Copa em si como um evento agregado, mas aos jogos da Seleção e a relação singular com seus torcedores, evidenciando o papel do fator cultural.

As contribuições deste trabalho se estendem por diferentes frentes. Do ponto de vista acadêmico, o estudo contribui para a literatura de anomalias de calendário ao demonstrar que eventos esportivos culturalmente relevantes podem gerar efeitos detectáveis nos âmbitos do volume e da volatilidade, ainda que não se manifestem nos retornos médios. Além disso, a distinção entre tempo calendário e tempo de pregão consecutivo oferece uma contribuição metodológica relevante para estudos que utilizam modelos GARCH em contextos de eventos com ocorrência esporádica.

Para investidores e participantes de mercado, os resultados fornecem evidências de que períodos associados aos jogos da Seleção Brasileira tendem a ser caracterizados por menor liquidez e maior volatilidade, o que possui implicações práticas para estratégias de negociação, execução de ordens e gestão de risco. Esses achados sugerem que modelos de precificação e risco que desconsiderem fatores comportamentais e culturais podem subestimar a instabilidade do mercado em períodos de Copa.

Não obstante, algumas limitações devem ser reconhecidas. A periodicidade quadrienal da Copa do Mundo impõe restrições à dimensão amostral dos eventos, dificultando a estimação de efeitos com maior potência estatística. Isso porque os períodos de interesse, nesse caso os dias da copa, são diluídos diante do período total a ser considerado, tornando os esses períodos raros.

Ademais, choques macroeconômicos, políticos e institucionais ocorridos ao longo do período analisado podem ter influenciado os resultados, tornando desafiador o isolamento completo do efeito Copa. A utilização de dados diários também impede a análise de ajustes intradiários mais finos, os quais poderiam captar reações imediatas durante o horário exato dos jogos.

Essas limitações abrem espaço para pesquisas futuras que explorem outros eventos de forte impacto cultural no Brasil, como o Carnaval, feriados prolongados ou grandes eventos religiosos, bem como eventos culturalmente relevantes em outros mercados. Pesquisas futuras podem ser desenvolvidas com objetivo de investigar se efeitos semelhantes se manifestam em

outros contextos culturais nos quais o esporte exerce papel central na identidade nacional, como grandes torneios de críquete em economias asiáticas, eventos olímpicos em países com tradição multiesportiva ou competições de inverno em economias do norte europeu.

Nesse sentido, o uso de dados intradiários pode aprofundar a análise dos mecanismos de atenção e emoção, ao permitir a observação de ajustes de liquidez e volatilidade em janelas temporais diretamente coincidentes com a realização dos jogos, efeitos que tendem a ser diluídos em análises diárias.

Outra sugestão para pesquisas futuras refere-se à investigação mais pontual dos efeitos da Copa do Mundo, considerando, de forma específica, o ano em que o Brasil sediou o evento. Tal abordagem pode contribuir para a identificação dos setores mais diretamente afetados, uma vez que a realização do torneio no país-sede tende a envolver investimentos, expectativas e mobilização econômica diferenciados. Ademais, análises comparativas que considerem, de forma agregada, diferentes mercados antes, durante e após a realização do evento podem ampliar a compreensão sobre como o status de país-sede influencia a dinâmica financeira ao longo do tempo.

Em síntese, esta dissertação fornece evidências de que a Copa do Mundo de futebol está associada à ocorrência de anomalias de calendário no mercado financeiro brasileiro, não por meio de retornos anormais, mas por alterações relevantes no volume de negociação e na volatilidade condicional, especialmente nos dias de jogos da Seleção Brasileira. Esses achados reforçam a importância de incorporar fatores culturais e comportamentais na análise do funcionamento dos mercados financeiros, particularmente em contextos nos quais eventos esportivos desempenham papel central na vida social e econômica.

REFERÊNCIAS

- ABRO, A. A.; UL MUSTAFA, H. R.; ALI, M.; NAYYAR, Y. Does Ramzan Effect the Returns and Volatility? Evidence from GCC Share Market. **Journal of Asian Finance, Economics and Business**, 8(7), 0011–0019, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.13106/jafeb.2021.vol8.no7.0011>
- AGUIAR, R. A.; SALES, R. M.; SOUSA, L. A. DE. Um Modelo Fuzzy Comportamental para análise de sobre-reação e sub-reação no mercado de ações brasileiro. **Revista de Administração de Empresas**, 48(3), 8–22, 2008. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0034-75902008000300002>
- AGUIRRE, R. A. A.; AGUIRRE, A. A. A. Behavioral finance: Evolution from the classical theory and remarks. **Journal of Economic Surveys**, 38(2), 452–475, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/joes.12593>
- ALAWADHI, A. M. The Effect of Religiosity on Stock Market Speculation. **Emerging Markets Finance and Trade**, 57(3), 839–858, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1601079>
- ALBERS, S.; KESTNER, L. N. The daily rise and fall of the VIX1D: Causes and solutions of its overnight bias. **Finance Research Letters**, 62, 105186, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105186>
- ALVÍ, J.; REHAN, M.; MOHIUDDIN, I. Calendar Anomalies or illusions? Evidence from Pakistan Stock Market. **Ege Akademik Bakis (Ege Academic Review)**, 285–298, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.21121/eab.970940>
- ARIEL, R. A. A monthly effect in stock returns. **Journal of Financial Economics**, 18(1), 161–174, 1987. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90066-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90066-3)
- ARZOVA, S. B.; KOY, A.; ŞAHİN, B. Ş. The impact of unproved reserve news on the energy stock volatility: an empirical investigation on Turkey. **Review of Behavioral Finance**, 16(1), 112–129, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1108/RBF-12-2022-0291>
- ASLAM, F.; HUNJRA, A. I.; TAYACHI, T.; VERHOEVEN, P.; MOHMAND, Y. T. Calendar Anomalies in Islamic Frontier Markets. **Sage Open**, 12(2), 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1177/21582440221097886>
- BASSIOUNY, A.; KIRYAKOS, M.; TOOMA, E. Examining the adaptive market hypothesis with calendar effects: International evidence and the impact of COVID-19. **Global Finance Journal**, 56, 100777, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2022.100777>
- BEJA, A.; GOLDMAN, M. B. On The Dynamic Behavior of Prices in Disequilibrium. **The Journal of Finance**, 35(2), 235, 1980. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2327380>
- BHATTACHARYA, M.; BHATTACHARYA, S. N.; JHA, S. K. Does time-varying illiquidity matter for the Indian stock market? Evidence from high-frequency data. **Australian Journal of Management**, 47(2), 251–272, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1177/03128962211010243>

- BIHARI, A.; DASH, M.; MUDULI, K.; KUMAR, A.; MULAT-WELDEMESKEL, E.; LUTHRA, S. Does cognitive biased knowledge influence investor decisions? An empirical investigation using machine learning and artificial neural network. **VINE Journal of Information and Knowledge Management Systems**, 55(2), 445–469, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1108/VJIKMS-08-2022-0253>
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, 31(3), 307–327, 1986. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- BRAV, A.; HEATON, J. B. Competing Theories of Financial Anomalies. **Review of Financial Studies**, 15(2), 575–606, 2002. <https://doi.org/10.1093/rfs/15.2.575>
- CAI, J.; FAN, M.; KO, C. Y. Sleeplessness, distraction and stock market performance: Evidence from the world cup. **Global Finance Journal**, 56, 100823, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2023.100823>
- CARDOSO, N. DE O.; SALVADOR, E. Z.; BROCH, G.; METTE, F. M. B.; YOSHINAGA, C. E.; MACHADO, W. DE L. Measuring behavioral biases in individual investors decision-making and sociodemographic correlations: a systematic review. **Qualitative Research in Financial Markets**, 16(4), 636–659, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1108/QRFM-05-2022-0090>
- CARVALHO, L. F.; MALAQUIAS, R. F. Anomalias de calendário no mercado brasileiro: uma análise com empresas pertencentes ao IGC. **Contextus – Revista Contemporânea de Economia e Gestão**, 10(2), 25–35, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.19094/contextus.v10i2.32147>
- CHATZITZISI, E.; FOUNTAS, S.; PANAGIOTIDIS, T. Another look at calendar anomalies. **Quarterly Review of Economics and Finance**, 80, 823–840, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.04.001>
- CHEN, Z.; SCHMIDT, A.; WANG, J. Retail investor risk-seeking, attention, and the January effect. **Journal of Behavioral and Experimental Finance**, 30, 100511, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2021.100511>
- CHHABRA, D.; GUPTA, M. Calendar anomalies in commodity markets for natural resources: Evidence from India. **Resources Policy**, 79, 103019, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103019>
- CHUI, D.; CHENG, W.; CHI CHOW, S.; LI, Y. Eastern Halloween effect: A stochastic dominance approach. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, 68, 101241, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2020.101241>
- COSTA JR, N. C. A. DA. Sazonalidades do IBOVESPA. **Revista de Administração de Empresas**, 30(3), 79–84, 1990. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0034-75901990000300008>
- CROSS, F. The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. **Financial Analysts Journal**, 29(6), 67–69, 1973. Disponível em: <https://doi.org/10.2469/faj.v29.n6.67>

- CURATOLA, G.; DONADELLI, M.; KIZYS, R.; RIEDEL, M. Investor Sentiment and Sectoral Stock Returns: Evidence from World Cup Games. **Finance Research Letters**, 17, 267–274, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.03.023>
- DAILYDYTĚ, I.; BUŽIENĚ, I. Black friday and other effects - are they still sustainable in financial markets? **Journal of Security and Sustainability Issues**, 9(4), 2020. Disponível em: [https://doi.org/10.9770/jssi.2020.9.4\(11\)](https://doi.org/10.9770/jssi.2020.9.4(11))
- DEARI, F.; ULU, Y. The Turn-of-the-Month Effect: Evidence from Macedonian Stock Exchange. **Studia Universitatis „Vasile Goldis” Arad – Economics Series**, 33(3), 86–100, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.2478/sues-2023-0015>
- DÍAZ-MENDOZA, A.-C.; PARDO, A. Holidays, weekends and range-based volatility. **The North American Journal of Economics and Finance**, 52, 101124, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.101124>
- DRUMMOND, P. A. Market quality surrounding anticipated distraction events: Evidence from the FIFA World Cup. **Journal of Financial Markets**, 63, 100768, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2022.100768>
- EDMANS, A.; GARCÍA, D.; NORLI, Ø. Sports Sentiment and Stock Returns. **The Journal of Finance**, 62(4), 1967–1998, 2007. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01262.x>
- EDUAH, N.; DEBRAH, G.; AIDOO, E. K.; METTLE, F. O. Comparative analysis of stochastic seasonality, January effect and market efficiency between emerging and industrialized markets. **Heliyon**, 10(7), e28301, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e28301>
- EHRMANN, M.; JANSEN, D. The Pitch Rather Than the Pit: Investor Inattention, Trading Activity, and FIFA World Cup Matches. **Journal of Money, Credit and Banking**, 49(4), 807–821, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/jmcb.12398>
- ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, 50(4), 987, 1982. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1912773>
- FAJARDO, J.; PEREIRA, R. Seasonal Effects on the Bovespa Index. **Brazilian Business Review**, 5(3), 233–241, 2008. Disponível em: <http://bbronline.com.br/index.php/bbr/article/view/394>
- FAMÁ, R.; BRUNI, A.L. Eficiência, previsibilidade dos preços e anomalias em mercados de capitais: teoria e evidência. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo: v.1, n.7, abril/junho, 1998.
- FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, 25(2), 383, 1970. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2325486>
- FAMA, E. F.; FISHER, L.; JENSEN, M. C.; ROLL, R. The Adjustment of Stock Prices to New Information. **International Economic Review**, 10(1), 1, 1969. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2525569>

- FAN, Q.; LEI, W.; ZHANG, X. P. The impact of sports sentiment on stock returns: a case study from professional sports leagues. **IEEE Global Conference on Signal and Information Processing (GlobalSIP)**, 918–922, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1109/GlobalSIP.2017.8309094>
- FERRIS, S. P.; KOO, S.; PARK, K.; YI, D. T. The Effects of Hosting Mega Sporting Events on Local Stock Markets and Sustainable Growth. **Sustainability**, 15(1), 363, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/su15010363>
- FIELDS, M. J. Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling. **Journal of Business of the University of Chicago**, 7(4), 328, 1934. Disponível em: <https://doi.org/10.1086/232387>
- FIGUEIREDO NETO, L. F.; COSTA, L. L. G.; TEIXEIRA, W. M. Decisões financeiras além da razão: um Estudo com discentes de graduação em uma escola de Negócios sobre finanças comportamentais e a “teoria do prospecto”. **Revista Caribeña de Ciencias Sociales**, 12(2), 703–726, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.55905/rcssv12n2-014>
- FJESME, S. L.; LV, J. R.; SHEKHAR, C. The world cup in football and the US IPO market. **Journal of Corporate Finance**, 80, 102410, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2023.102410>
- FRENCH, K. R. Stock returns and the weekend effect. **Journal of Financial Economics**, 8(1), 55–69, 1980. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90021-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90021-5)
- GASTALDO, E. “O país do futebol” mediatizado: mídia e Copa do Mundo no Brasil. **Sociologias**, (22), 353–369, 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1517-45222009000200013>
- GAYAKER, S.; YALCIN, Y.; BERUMENT, M. H. The day of the week effect and interest rates. **Borsa Istanbul Review**, 20(1), 55–63, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.bir.2019.07.010>
- GIBBONS, M. R.; HESS, P. Day of the Week Effects and Asset Returns. **The Journal of Business**, 54(4), 579, 1981. Disponível em: <https://doi.org/10.1086/296147>
- GOPANE, T. J.; MMOTLA, R. M. Stock Market Reaction to Mega-Sport Events: Evidence from South Africa and Morocco. **International Journal of Sport Finance**, 14(4), 193–210, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.32731/ijssf/144.112019.01>
- GROSSI, J. C.; MALAQUIAS, R. F. Is the effect the same every January? Seasonality and Brazilian equity fund flows. **Revista Contabilidade & Finanças**, 31(84), 409–424, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1808-057x201909440>
- GU, J.; SHUKLA, S.; YE, J.; UDDIN, A.; WANG, G. Deep learning model with sentiment score and weekend effect in stock price prediction. **SN Business & Economics**, 3(7), 119, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s43546-023-00497-2>
- GUO, S.; YUAN, Y.; MA, F. Cross-sectional seasonalities and seasonal reversals: Evidence from China. **International Review of Financial Analysis**, 82, 102162, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102162>

- HIRSHLEIFER, D.; JIANG, D.; DIGIOVANNI, Y. M. Mood beta and seasonalities in stock returns. **Journal of Financial Economics**, 137(1), 272–295, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2020.02.003>
- HSU, Y.; KOEDIJK, K. G.; LIU, H.; WANG, J. Further evidence on calendar anomalies. **European Financial Management**, 28(2), 545–566, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/eufm.12301>
- IRTIZA, M. S.; KHAN, S.; BAIG, N.; TIRMIZI, S. M. A.; AHMAD, I. The turn-of-the-month effect in Pakistani stock market. **Future Business Journal**, 7(1), 43, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1186/s43093-021-00087-4>
- KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. **Econometrica**, 47(2), 263–292, 1979. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1914185>
- KAPLANSKI, G.; LEVY, H. Exploitable Predictable Irrationality: The FIFA World Cup Effect on the U.S. Stock Market. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 45(2), 535–553, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1017/S0022109010000153>
- KEIM, D. B. Size-related anomalies and stock return seasonality. **Journal of Financial Economics**, 12(1), 13–32, 1983. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90025-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90025-9)
- KHAN, B.; AQIL, M.; KAZMI, S. H. A.; ZAMAN, S. I. Day-of-the-week effect and market liquidity: A comparative study from emerging stock markets of Asia †. **International Journal of Finance & Economics**, 28(1), 544–561, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/ijfe.2435>
- KIM, J. H.; SHAMSUDDIN, A. Stock market anomalies: An extreme bounds analysis. **International Review of Financial Analysis**, 90, 102841, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102841>
- KIM, K.; RYU, D. Sentiment changes and the Monday effect. **Finance Research Letters**, 47, 102709, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.102709>
- KINATEDER, H.; PAPAVALASSIOU, V. G. Calendar effects in Bitcoin returns and volatility. **Finance Research Letters**, 38, 101420, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.101420>
- KRISTJANPOLLER, W.; TABAK, B. M. Day of the week effect on the cryptomarket: A high-frequency asymmetric multifractal analysis. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, 658, 130306, 2025. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.physa.2024.130306>
- LAKONISHOK, J.; LEVI, M. Weekend Effects on Stock Returns: A Reply. **The Journal of Finance**, 40(1), 351–352, 1985. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb04957.x>
- LAKONISHOK, J.; SMIDT, S. Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective. **Review of Financial Studies**, 1(4), 403–425, 1988. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/rfs/1.4.403>

- LEE, Y. K.; KIM, R. The turn-of-the-month effect and trading of types of investors. **Pacific-Basin Finance Journal**, 75, 101826, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101826>
- LI, W.; NOR, N. M.; M, H.; MIN, F. Volatility conditions and the weekend effect of long-short anomalies: Evidence from the US stock market. **Quantitative Finance and Economics**, 7(2), 337–355, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.3934/QFE.2023016>
- LI, Y.; LIU, Q.; MIAO, D.; TSE, Y. Return seasonality in commodity futures. *International Review of Economics & Finance*, 93, 448–462, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.04.038>
- LIU, Q.; WANG, X.; DU, Y. The weekly cycle of investor sentiment and the holiday effect--An empirical study of Chinese stock market based on natural language processing. **Heliyon**, 8(12), e12646, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e12646>
- LO, A. W. The Adaptive Markets Hypothesis. **The Journal of Portfolio Management**, 30(5), 15–29, 2004. Disponível em: <https://doi.org/10.3905/jpm.2004.442611>
- LOBÃO, J.; COSTA, A. O efeito semana do ano e a Hipótese dos Mercados Adaptativos: Evidências a partir de uma nova base de dados. **Revista Galega de Economía**, 1–17, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.15304/rge.31.3.8411>
- LOPES, R. C. Popularidade do futebol no Brasil: uma análise sociológica. **Revista Ciências da Sociedade**, 2(3), 126–144, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.30810/rcs.v2i3.624>
- LUO, K.; TIAN, S. The “Black Thursday” effect in Chinese stock market. **Journal of Behavioral and Experimental Finance**, 27, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100367>
- MAKATJANE, K.; MOROKE, N. Examining stylized facts and trends of FTSE/JSE TOP40: a parametric and Non-Parametric approach. **Data Science in Finance and Economics**, 2(3), 294–320, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.3934/DSFE.2022015>
- MALAGUIAS, R. F.; GROSSI, J. C.; SANTOS, G. C. DOS; SIQUEIRA, J. B. What happens in the brazilian stock market when it is a holiday in the USA? **Contabilidade Vista & Revista**, 33(3), 1–16, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.22561/cvr.v33i3.6517>
- MALKIEL, B. G. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. **Journal of Economic Perspectives**, 17(1), 59–82, 2003. Disponível em: <https://doi.org/10.1257/089533003321164958>
- MEEK, A. C.; HOELSCHER, S. A. Day-of-the-week effect: Petroleum and petroleum products. **Cogent Economics & Finance**, 11(1), 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2213876>
- MENG, C.; DU, Q.; SHU, H. Return seasonalities in the Chinese stock market. **Pacific-Basin Finance Journal**, 85, 102391, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2024.102391>

- MIRALLES-QUIRÓS, J. L.; MIRALLES-QUIRÓS, M. M. A new perspective of the day-of-the-week effect on Bitcoin returns: evidence from an event study hourly approach. **Oeconomia Copernicana**, 13(3), 745–782, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.24136/oc.2022.022>
- MISS, S.; CHARIFZADEH, M.; HERBERGER, T. A. Revisiting the monday effect: a replication study for the German stock market. **Management Review Quarterly**, 70(2), 257–273, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s11301-019-00167-4>
- MUELLER, L. Revisiting seasonality in cryptocurrencies. **Finance Research Letters**, 64, 105429, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105429>
- NAWALKHA, R. The Economic Footprint Of The FIFA World Cup. **IOSR Journal of Economics and Finance**, 15(5), 45–49, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.9790/5933-1505034549>
- NAZ, F.; ZAHRA, K.; AHMAD, M.; RIAZ, S. Day-of-the-week effect: A sectoral analysis of Pakistan stock exchange. **International Journal of Financial Engineering**, 08(02), 2141006, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1142/S2424786321410061>
- NICOLAU, J. L.; SHARMA, A. A generalization of the FIFA World Cup effect. **Tourism Management**, 66, 315–317, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2017.12.014>
- NOORI, A., MOLGHARNI, A. M.; NORAVESH, I. Estudio pedagógico sobre el efecto del mes sagrado de Ramadán en el volumen de operaciones y los rendimientos anormales en el mercado de capitales iraní. **Apuntes Universitarios**, 11(1), 500–513, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.17162/au.v11i1.599>
- NORVAIŠIENĖ, R.; STANKEVIČIENĖ, J. The Month Effect in the Baltic and Nordic Stock Markets at Market-Level and Sector-Level. **Engineering Economics**, 33(5), 473–485, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.5755/j01.ee.33.5.28183>
- Officer, R. R. Seasonality in Australian capital markets. **Journal of Financial Economics**, 2(1), 29–51, 1975. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(75\)90022-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(75)90022-7)
- ERDOĞAN, E. O.; BOLAT, A. B.; ERDOĞAN, M. Detection of day anomalies and its effect; an application in bist food index. **Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 9(3), 1884–1900, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.30798/makuiibf.1034304>
- PARVEEN, S.; SATTI, Z. W.; SUBHAN, Q. A.; JAMIL, S. Exploring market overreaction, investors' sentiments and investment decisions in an emerging stock market. **Borsa Istanbul Review**, 20(3), 224–235, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.bir.2020.02.002>
- PERLIN, M. S.; MASTELLA, M.; VANCIN, D. F.; RAMOS, H. P. A GARCH Tutorial with R. **Revista de Administração Contemporânea**, 25(1), 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2021200088>

- PLASTUN, A.; SIBANDE, X.; GUPTA, R.; WO HAR, M. E. Historical evolution of monthly anomalies in international stock markets. **Research in International Business and Finance**, 52, 101127, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101127>
- POTIN, S. A.; POTIN, S.; CUNHA, C. M. P. DA; BORTOLON, P. M. Efeito janeiro nas ações e adrs de empresas brasileiras após o início da tributação de ganhos de capital. *REAd. Revista Eletrônica de Administração (Porto Alegre)*, 21(2), 320–347, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1413-2311.0202014.49501>
- QADAN, M.; AHARON, D. Y.; EICHEL, R. Seasonal and Calendar Effects and the Price Efficiency of Cryptocurrencies. **Finance Research Letters**, 46, 102354, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102354>
- QADAN, M.; IDILBI-BAYAA, Y. The day-of-the-week-effect on the volatility of commodities. **Resources Policy**, 71, 101980, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101980>
- RAZA, S.; BAIQING, S.; HUSSAIN, I.; KAY-KHINE, P. Do good and bad news affect the day of the week effect? An analysis of the KSE-100 Index. **SN Business & Economics**, 3(7), 114, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s43546-023-00491-8>
- ROSINI, L.; SHENAI, V. Stock returns and calendar anomalies on the London Stock Exchange in the dynamic perspective of the Adaptive Market Hypothesis: A study of FTSE100 & FTSE250 indices over a ten year period. **Quantitative Finance and Economics**, 4(1), 121–147, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.3934/QFE.2020006>
- ROZEFF, M. S.; KINNEY, W. R. Capital market seasonality: The case of stock returns. **Journal of Financial Economics**, 3(4), 379–402, 1976. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90028-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90028-3)
- SAGGU, A.; ANTE, L.; DEMIR, E. Anticipatory gains and event-driven losses in blockchain-based fan tokens: Evidence from the FIFA World Cup. **Research in International Business and Finance**, 70, 102333, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2024.102333>
- SANTOS, G. E. O. DE. Diversidade de impactos econômicos da Copa do Mundo FIFA de 2014 no Brasil. *CULTUR: Revista de Cultura e Turismo*, ano 11, n. 1, p. 203–220, fev. 2017.
- SCHNEEWEIS, T.; WOOLRIDGE, J. R. Capital Market Seasonality: The Case of Bond Returns. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 14(5), 939, 1979. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2330299>
- SCODELARIO, R.; CAMPOS, E. A. DE S.; RODRIGUES, F. DE A. A. Neurobroker: neurociência e o corretor de ações. **Contribuciones a Las Ciencias Sociales**, 16(7), 5848–5858, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.55905/revconv.16n.7-094>
- SHANAEV, S.; SHURAEVA, A.; FEDOROVA, S. The Groundhog Day stock market anomaly. **Finance Research Letters**, 47, 102641, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102641>

- SHEHADEH, A. A. ZHENG, M. Calendar anomalies in stock market returns: Evidence from Middle East countries. **International Review of Economics & Finance**, 88, 962–980, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.07.013>
- SHEN, Y.; HUNG, C.; CHIOU, J.; SHEN, K. The January Effect and Prospect Theory in Taiwan. **Emerging Markets Finance and Trade**, 56(5), 1113–1123, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1598367>
- SHILLER, R. J. From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. **Journal of Economic Perspectives**, 17(1), 83–104, 2003. Disponível em: <https://doi.org/10.1257/089533003321164967>
- SHUNMUGASUNDARAM, V.; SINHA, A. The impact of behavioral biases on investment decisions: a serial mediation analysis. **Journal of Economics, Finance and Administrative Science**, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1108/JEFAS-08-2023-0243>
- SHUST, E. The ambiguous December. **Finance Research Letters**, 61, 104990, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.104990>
- SIKARWAR, T. S.; SHRIVASTAVA, K.; JADON, P. Friday the 13th effect on Indian stock market. **International Journal of Financial Engineering**, 07(02), 2050010, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1142/S2424786320500103>
- SIMON, H. A. A Behavioral Model of Rational Choice. **The Quarterly Journal of Economics**, 69(1), 99, 1955. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1884852>
- SONG, J.; BALVERS, R. J. Seasonality and momentum across national equity markets. **The North American Journal of Economics and Finance**, 61, 101706, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2022.101706>
- SUMMERS, L. H. Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values? **The Journal of Finance**, 41(3), 591–601, 1986. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04519.x>
- SUNDAVADARA, V.; SANGHVI, R. Behavioral finance: A systematic literature review. **The Scientific Temper**, 15(spl-2), 218–229, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.58414/SCIENTIFICTEMPER.2024.15.spl-2.34>
- TAUSEEF, S. Herd behaviour in an emerging market: an evidence of calendar and size effects. **Journal of Asia Business Studies**, 17(3), 639–655, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1108/JABS-10-2021-0430>
- TRICHES, V. O futebol como elemento de identificação social e patrimônio cultural do Brasil: dos primórdios a contemporaneidade do esporte bretão. **Revista Brasileira do Esporte Coletivo**, 4(3), 41, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.51359/2527-0885.2020.249795>
- VALADKHANI, A.; O'MAHONY, B. Sector-specific calendar anomalies in the US equity market. **International Review of Financial Analysis**, 95, 103347, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103347>

- VALCANOVER, V. M.; SONZA, I. B.; DA SILVA, W. V. Behavioral Finance Experiments: A Recent Systematic Literature Review. **Sage Open**, 10(4), 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1177/2158244020969672>
- VICENTINI, F.; GRAZIANO, E. A. Football cultural events and stock market returns: the case of FIFA WORLD CUP. **International Journal of Environmental Policy and Decision Making**, 1(1), 1, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1504/IJEPDM.2016.10001600>
- WACHTEL, S. B. Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices. **Journal of Business of the University of Chicago**, 15(2), 184, 1942. Disponível em: <https://doi.org/10.1086/232617>
- WANG, J. Market distraction and near-zero daily volatility persistence. **International Review of Financial Analysis**, 80, 102022, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102022>
- WEN, F.; LIU, Z.; CAO, J.; ZHANG, Y.; YIN, Z. Mood seasonality: Evidence from the Chinese A-share market. **Finance Research Letters**, 46, 102232, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102232>
- WONG, W. K. Review on behavioral economics and behavioral finance. **Studies in Economics and Finance**, 37(4), 625–672, 2020. <https://doi.org/10.1108/SEF-10-2019-0393>
- XIE, J. The Impact of Investor Psychology on Investment Decisions. **Advances in Economics, Management and Political Sciences**, 114(1), 101–109, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.54254/2754-1169/114/2024BJ0168>
- ZAKAMULIN, V. Investor Overreaction: Evidence From Bull and Bear Markets. **SSRN Electronic Journal**, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.2139/ssrn.4418018>
- ZAWADZKI, K. M.; POTRYKUS, M. Stock Markets’ Reactions to the Announcement of the Hosts. An Event Study in the Analysis of Large Sporting Events in the Years 1976–2032. **Journal of Sports Economics**, 24(6), 759–800, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1177/15270025231156051>
- ZHANG, C. Y.; JACOBSEN, B. The Halloween indicator, “Sell in May and Go Away”: Everywhere and all the time. **Journal of International Money and Finance**, 110, 102268, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102268>

APÊNDICE A – Empresas utilizadas na construção de *proxies* setoriais

Tabela A.1 – Seleção Das Empresas Do Setor Financeiro

% de Participação nos períodos	Ticker	Empresa
100,0%	ABCB4.SA	BANCO ABC BRASIL PN
100,0%	BBAS3.SA	BANCO DO BRASIL ON
100,0%	BBDC3.SA	BANCO BRADESCO ON
100,0%	BBDC4.SA	BANCO BRADESCO PN
100,0%	BRSR6.SA	BANCO DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL PN B
100,0%	B3SA3.SA	B3 BRASIL BOLSA BALCAO ON
100,0%	ITUB3.SA	ITAU UNIBANCO HOLDING ON
100,0%	ITUB4.SA	ITAU UNIBANCO HOLDING PN
100,0%	PSSA3.SA	PORTO SEGURO ON
100,0%	SANB11.SA	BANCO SANTANDER BRASIL UNITS
97,6%	CIEL3.SA^I24	CIELO ON DEAD - DELIST.24/09/24
92,9%	ITSA4.SA	ITAUSA INVESTIMENTOS ITAU PN
85,7%	SULA11.SA^L22	SUL AMERICA UNITS DEAD - DELIST.26/12/22
78,6%	BBSE3.SA	BB SEGURIDADE ON
64,3%	BPAN4.SA	BANCO PAN PN

Notas: Foram considerados 42 períodos, desde a instituição do índice até 2024, considerando-se a mudança quadrimestral da composição do índice.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela A.2 – Seleção Das Empresas Do Setor De Consumo

% de Participação nos períodos	Ticker	Empresa
100,00%	BEEF3.SA	MINERVA ON
100,00%	HYPE3.SA	HYPERMARCAS ON
100,00%	JBSS3.SA^F25	JBS ON DEAD - DELIST.09/06/25
100,00%	LREN3.SA	LOJAS RENNER ON
100,00%	MBRF3.SA	MARFRIG GLOBAL FOODS ON
100,00%	NATU3.SA	NATURA ON
100,00%	BRFS3.SA^I25	BRF BRASIL FOODS ON DEAD - DELIST.23/09/25
100,00%	RENT3.SA	LOCALIZA RENT A CAR ON
100,00%	SLCE3.SA	SLC AGRICOLA ON
97,80%	ODPV3.SA	ODONTOPREV ON
91,30%	RADL3.SA	RAIA DROGASIL ON
91,30%	YDUQ3.SA	YDUQS PARTICIPACOES ON
89,10%	SMT03.SA	SAO MARTINHO ON
89,10%	MDIA3.SA	M DIAS BRANCO INDUSTRIA ON
89,10%	ALPA4.SA	SAO PAULO ALPARGATAS PN
87,00%	GRND3.SA	GRENDENE ON
87,00%	FLRY3.SA	FLEURY ON
84,80%	MGLU3.SA	MAGAZINE LUIZA ON
82,60%	QUAL3.SA	QUALICORP ON
80,40%	LAME4.SA^A22	LOJAS AMERICANAS PN REP1 PN
78,30%	AMER3.SA	AMERICANAS ON
78,30%	AZZA3.SA	AZZAS 2154 ON
78,30%	COGN3.SA	COGNA EDUCACAO ON
73,90%	HGTX3.SA^I21	HERING TEXTIL ON DEAD - DELIST.20/09/21
71,70%	ABEV3.SA	AMBEV ON
69,60%	PCAR4.SA^C20	CMPBRA.DE DISTB. PN DEAD - DELIST.02/03/20
69,60%	AMAR3.SA	LOJAS MARISA ON
69,60%	LAME3.SA^A22	LOJAS AMERICANAS ON DEAD - DELIST.24/01/22
69,60%	CVCB3.SA	CVC BRA.OPD.E ACDV. ON
69,60%	SEER3.SA	SER EDUCACIONAL ON
65,20%	ANIM3.SA	GAEC EDUCACAO ON
58,70%	MEAL3.SA	INTERNATIONAL MEAL CO. ALIMENTACAO
54,30%	DASA3.SA	DIAGNOSTICOS DA AMERICA ON
54,30%	MPLU3.SA^D19	MULTIPLUS ON DEAD - DELIST.23/04/19

54,30%	MYPK3.SA	IOCHPE MAXION ON
54,30%	CYRE3.SA	CYRELA BRAZIL REALTY ON
54,30%	GFS3.SA	GAFISA ON
54,30%	EZTC3.SA	EZ TEC EMPE.E PARTP.ON
54,30%	MRVE3.SA	MRV ENGENHARIA E PARTICIPACOES ON
54,30%	LEVE3.SA	MAHLE-METAL LEVE ON
54,30%	EVEN3.SA	EVEN CONSTRUTORA E INCORPORADORA ON
54,30%	DIRR3.SA	DIRECIONAL ENGENHARIA ON

Notas: Foram considerados 46 períodos, desde a instituição do índice até 2024, considerando-se a mudança quadrimestral da composição do índice.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela A.3 – Seleção Das Empresas Do Setor De Indústria

% de Participação nos períodos	Ticker	Empresa
100,00%	BRKM5.SA	BRASKEM PN A
100,00%	CSNA3.SA	COMPANHIA SIDERURGICA NACIONAL ON
100,00%	EMBJ3.SA	EMBRAER ON
100,00%	GGBR4.SA	GERDAU PN
100,00%	GOAU4.SA	METALURGICA GERDAU PN
100,00%	NATU3.SA	NATURA ON
100,00%	POMO4.SA	MARCOPOLO PN
100,00%	BRFS3.SA^I25	BRF BRASIL FOODS ON DEAD - DELIST.23/09/25
100,00%	RAPT4.SA	RANDON PN
100,00%	USIM5.SA	USINAS SIDERURGICAS DE MINAS GERAIS PN A
96,30%	WEGE3.SA	WEG ON
94,40%	GFS3.SA	GAFISA ON
94,40%	JBSS3.SA^F25	JBS ON DEAD - DELIST.09/06/25
92,60%	BEEF3.SA	MINERVA ON
92,60%	MBRF3.SA	MARFRIG GLOBAL FOODS ON
92,60%	MRVE3.SA	MRV ENGENHARIA E PARTICIPACOES ON
92,60%	MYPK3.SA	IOCHPE MAXION ON
85,20%	CYRE3.SA	CYRELA BRAZIL REALTY ON
85,20%	DXCO3.SA	DEXCO ON
81,50%	SMT03.SA	SAO MARTINHO ON
79,60%	EZTC3.SA	EZ TEC EMPE.E PARTP.ON
77,80%	ALPA4.SA	SAO PAULO ALPARGATAS PN
77,80%	EVEN3.SA	EVEN CONSTRUTORA E INCORPORADORA ON
75,90%	GRND3.SA	GRENDENE ON
74,10%	TCSA3.SA	TECNISA ON
74,10%	MDIA3.SA	M DIAS BRANCO INDUSTRIA ON
70,40%	POS13.SA	POSITIVO INFORMATICA ON
66,70%	DIRR3.SA	DIRECIONAL ENGENHARIA ON
63,00%	RSID3.SA	ROSSI RESIDENCIAL ON
63,00%	PMAM3.SA	PARANAPANEMA ON
63,00%	HGTX3.SA^I21	HERING TEXTIL ON DEAD - DELIST.20/09/21
61,10%	SUZB5.SA^K17	SUZANO BAHIA SUL PAPEL CELULOSE A PN
61,10%	ABEV3.SA	AMBEV ON
59,30%	USIM3.SA	USINAS SIDERURGICAS DE MINAS GERAIS ON
59,30%	MAGG3.SA^A19	MAGNESITA REFRACTORIOS ON PF.SHS.
59,30%	KLBN11.SA	KLABIN UNITS
57,40%	GGBR3.SA	GERDAU ON
57,40%	TUPY3.SA	TUPY ON
55,60%	UNIP6.SA	UNIPAR PARTICIPACOES PN B
55,60%	HBOR3.SA	HELBOR EMPREENDIMENTOS ON
55,60%	JHSF3.SA	JHSF PARTICIPACOES ON
51,90%	FIBR3.SA^A19	FIBRIA CELULOSE ON DEAD - DELIST.04/01/19
50,00%	CRUZ3.SA^L15	SOUZA CRUZ ON DEAD - DELIST.01/12/15
50,00%	HYPE3.SA	HYPERMARCAS ON

50,00% | LEVE3.SA MAHLE-METAL LEVE ON

Notas: Foram considerados 54 períodos, desde a instituição do índice até 2024, considerando-se a mudança quadrimestral da composição do índice

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

APÊNDICE B – Descrição da base de dados e das variáveis

Tabela B.1 – Estrutura da Base de Dados Utilizada na Análise Empírica

Variável	Tipo	Descrição
Data_ts	Data	Data do pregão (série temporal diária)
ret_IBOV	Numérica	Retorno diário do Ibovespa
ret_ICON	Numérica	Retorno diário do índice de consumo
ret_IFNC	Numérica	Retorno diário do índice financeiro
ret_INDX	Numérica	Retorno diário do índice industrial
ln_vol_IBOV	Numérica	Logaritmo natural do volume diário negociado do Ibovespa
ln_vol_ICON	Numérica	Logaritmo natural do volume diário negociado do índice de consumo
ln_vol_IFNC	Numérica	Logaritmo natural do volume diário negociado do índice financeiro
ln_vol_INDX	Numérica	Logaritmo natural do volume diário negociado do índice industrial
D_Copa	<i>Dummy</i>	Igual a 1 durante o período oficial da Copa do Mundo
D_JCopa	<i>Dummy</i>	Igual a 1 nos dias em que ocorreram jogos da Copa
D_pos_JCopa	<i>Dummy</i>	Igual a 1 no pregão imediatamente posterior aos jogos da Copa
D_JBrasil	<i>Dummy</i>	Igual a 1 nos dias de jogos da Seleção Brasileira
D_pre_JBrasil	<i>Dummy</i>	Igual a 1 no pregão imediatamente anterior ao jogo da Seleção Brasileira
D_pos_JBrasil	<i>Dummy</i>	Igual a 1 no pregão imediatamente posterior ao jogo da Seleção Brasileira
D_Anuncio	<i>Dummy</i>	Igual a 1 no dia do anúncio do país-sede
D_pre_Anuncio	<i>Dummy</i>	Igual a 1 nos 10 dias anteriores ao anúncio (dias corridos)
D_pos_Anuncio	<i>Dummy</i>	Igual a 1 nos 10 dias posteriores ao anúncio (dias corridos)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela B.2 – Dimensão da Base e Observações Válidas

Série	Número de observações
Retornos (IBOV, ICON, IFNC, INDX)	até 7.672
Volume (ln_vol_IBOV)	6.948
Volume (ln_vol_ICON, IFNC, INDX)	até 7.672

Notas: As diferenças no número de observações decorrem de dados indisponíveis de volume em determinados pregões, conforme foi extraído da base original da Refinitiv

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela B.3 — Diagnóstico de observações ausentes nas séries analisadas

Variável	Observações ausentes	Observações válidas	Mínimo	Máximo
ret_IBOV	0	7.672	-0,1720824	0,2883245
ret_ICON	16	7.656	-0,2174417	0,2100700

ret_IFNC	0	7.672	-0,1612150	0,1385121
ret_INDX	2	7.670	-0,1889398	0,1153121
ln_vol_IBOV	724	6.948	11,62716	30,19099
ln_vol_ICON	0	7.672	4,70048	23,18197
ln_vol_IFNC	0	7.672	13,80821	24,42369
ln_vol_INDX	1	7.671	14,17457	24,66823

Notas: As observações ausentes estão concentradas principalmente na variável de volume do IBOV, refletindo indisponibilidades históricas de dados e dias sem registro de negociação, sem indícios de padrão sistemático que comprometa as estimações econométricas.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela B.4 — Distribuição dos Jogos da Copa do Mundo por Mês (1994–2022)

Meses	1994	1998	2002	2006	2010	2014	2018	2022	Total	%
Maio			1						1	0,20%
Junho	36	56	63	58	56	54	50		373	74,60%
Julho	16	8		6	8	10	14		62	12,40%
Novembro								40	40	8,00%
dezembro								24	24	4,80%
Total Geral	52	64	64	64	64	64	64	64	500	100,00%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela B.5 — Distribuição dos Jogos da Copa do Mundo por Dia da Semana (1994–2022)

Dia da semana	1994	1998	2002	2006	2010	2014	2018	2022	Total	%
domingo	11	9	10	9	9	9	9	8	74	14,80%
segunda-feira	6	7	8	8	8	9	9	9	64	12,80%
terça-feira	9	9	10	10	10	10	10	11	79	15,80%
quarta-feira	6	9	8	8	8	7	8	9	63	12,60%
quinta-feira	4	8	7	7	7	9	8	8	58	11,60%
sexta-feira	5	11	10	11	11	8	8	10	74	14,80%
sábado	11	11	11	11	11	12	12	9	88	17,60%
Total Geral	52	64	64	64	64	64	64	64	500	100,00%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

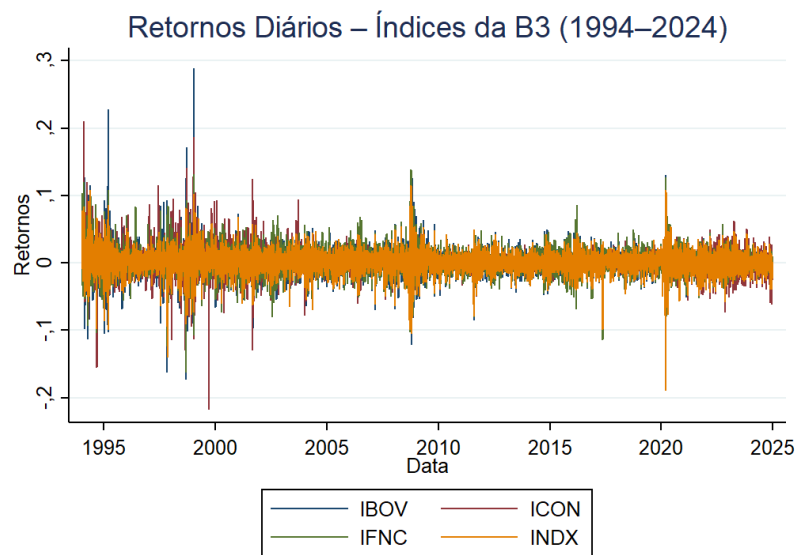
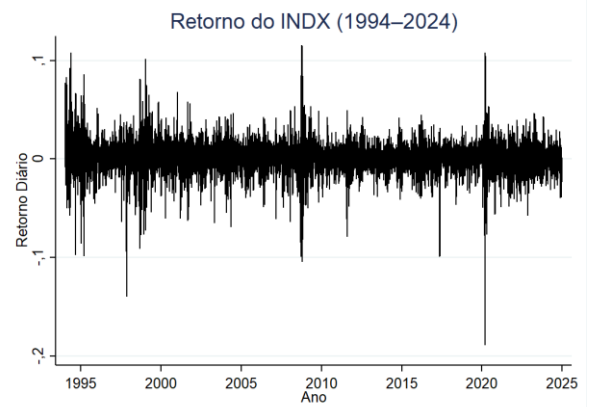
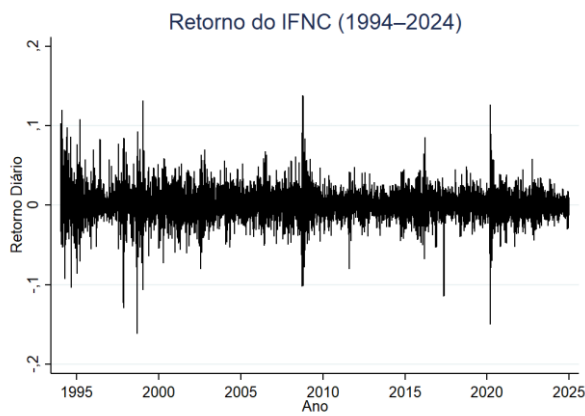
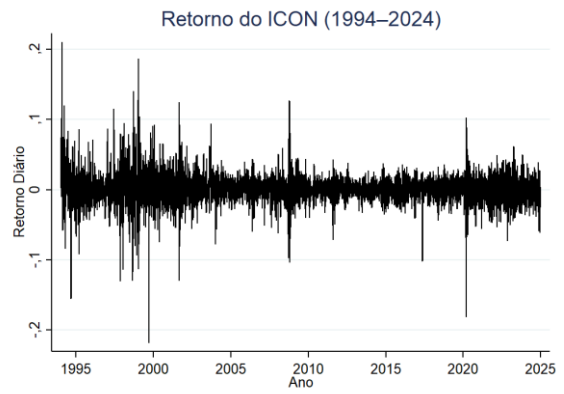
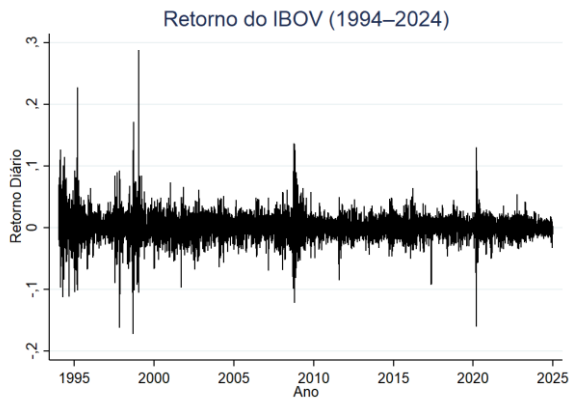
Tabela B.6 — Distribuição dos Jogos da Copa do Mundo por Horário (1994–2022)

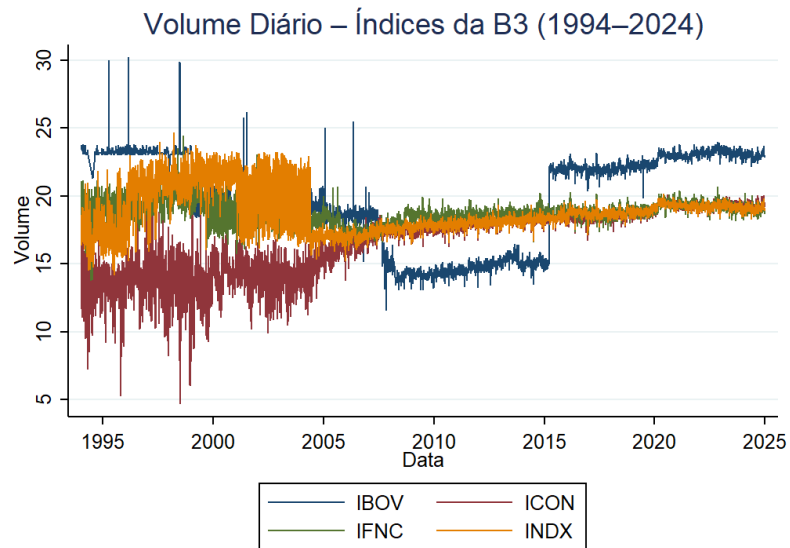
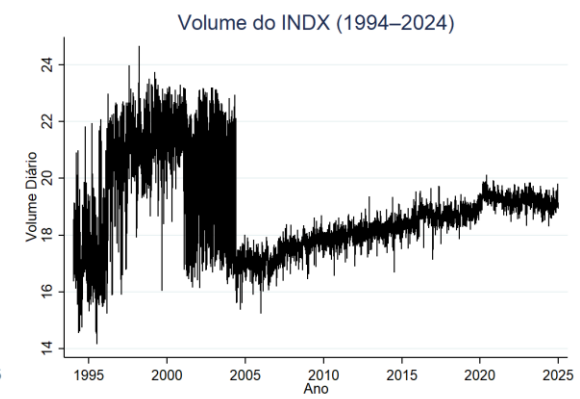
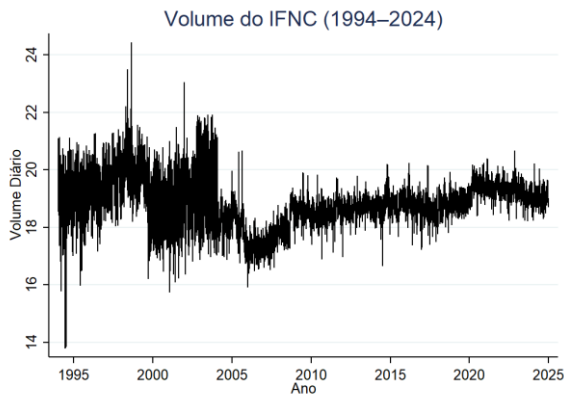
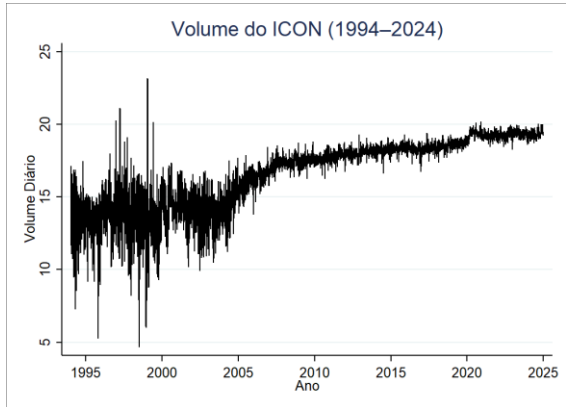
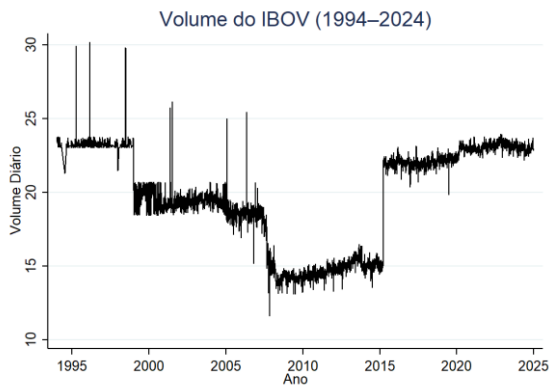
Horário	1994	1998	2002	2006	2010	2014	2018	2022	Total Geral	%
2:30			1						1	0,20%

3:30			23					23	4,60%	
4:30			1					1	0,20%	
6:00			9					9	1,80%	
6:30			1					1	0,20%	
7:00						1	7	8	1,60%	
8:00			2		1			2	0,40%	
8:30			27		9			36	7,20%	
9:00						9		9	1,80%	
9:30		6						6	1,20%	
10:00				10		1	8	19	3,80%	
11:00		8		8	24	15		55	11,00%	
11:30		6			1			7	1,40%	
12:00				6		11	16	33	6,60%	
12:30	1	13						14	2,80%	
13:00	6			11	24	1	8	50	10,00%	
13:30	10							10	2,00%	
15:00				1		25		26	5,20%	
15:30					29			29	5,80%	
16:00	1	31		28		11	1	25	97	19,40%
16:30	8							8	1,60%	
17:00	15					18		33	6,60%	
19:00						10		10	2,00%	
20:00								1	0,20%	
20:30	11							11	2,20%	
22:00						1		1	0,20%	
Total Geral	52	64	64	64	64	64	64	64	500	100,00%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

APÊNDICE C - gráficos das séries temporais dos retornos e do volume





APÊNDICE D — Matriz de correlação dos retornos e dos volumes de negociação

Tabela D.1 — Correlação contemporânea entre os retornos diários dos índices

	ret_IBOV	ret_ICON	ret_IFNC	ret_INDX
ret_IBOV	1,0000			
ret_ICON	0,6151***	1,0000		
ret_IFNC	0,8090***	0,5885***	1,0000	
ret_INDX	0,8288***	0,6977***	0,7490***	1,0000

Notas: Os coeficientes correspondem à correlação de Pearson.

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela D.2 — Correlação contemporânea entre os volumes de negociação (logaritmo natural)

	ln_vol_IBOV	ln_vol_ICON	ln_vol_IFNC	ln_vol_INDX
ln_vol_IBOV	1,0000			
ln_vol_ICON	0,0363***	1,0000		
ln_vol_IFNC	0,3857***	-0,1073***	1,0000	
ln_vol_INDX	0,3391***	-0,2315***	0,4392***	1,0000

Notas: Os coeficientes correspondem à correlação de Pearson.

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

APÊNDICE E - TESTES PRELIMINARES

Tabela E.1 — Testes de Normalidade das Séries

Variável	Obs	p-valor (Assimetria)	p-valor (Curtose)	Normalidade
ret_IBOV	7.672	0,0000	0,0000	Não
ret_ICON	7.656	0,0001	0,0000	Não
ret_IFNC	7.672	0,0218	0,0000	Não
ret_INDX	7.670	0,0000	0,0000	Não
ln_vol_IBOV	6.948	0,0000	0,0000	Não
ln_vol_ICON	7.672	0,0000	0,0000	Não
ln_vol_IFNC	7.672	0,0000	0,0000	Não
ln_vol_INDX	7.671	0,0000	0,7793	Não

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela E.2 — Testes de raiz unitária (ADF) das séries de retorno

Série	Estatística ADF	Valor crítico (5%)	p-valor	Estacionária
ret_IBOV	-13,67	-2,86	0,000	Sim
ret_ICON	-14,36	-2,86	0,000	Sim
ret_IFNC	-13,71	-2,86	0,000	Sim
ret_INDX	-12,72	-2,86	0,000	Sim

Notas: Teste ADF com número máximo de defasagens definido pelo critério de Schwert (1989)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela E.3 — Diagnóstico de autocorrelação linear dos retornos (FAC/FACP, Ljung–Box e Breusch–Godfrey)

Índice	Ljung–Box Q(20)	p-valor	BG(1) p-valor	BG(5) p-valor	Evidência de autocorrelação
IBOV	59,09	0,000	0,982	0,053	Fraca / marginal
ICON	104,64	0,000	0,000	0,000	Forte
IFNC	83,14	0,000	0,000	0,000	Forte
INDX	164,49	0,000	0,000	0,000	Forte

Notas: (i) Ljung–Box testa autocorrelação conjunta até a 20ª defasagem.

(ii) Breusch–Godfrey aplicado aos resíduos de regressão com constante.

(iii) Evidência “fraca/marginal” indica ausência nos primeiros lags, mas rejeição em defasagens mais longas

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela E.4 — Testes de heterocedasticidade (Breusch–Pagan)

Variável dependente	Especificação	χ^2	p-valor	Evidência
ret_IBOV	D_Copa	3,03	0,082	Marginal
ret_IFNC	D_Copa	4,85	0,028	Sim
ret_ICON	D_Copa	0,06	0,806	Não
ret_INDX	D_Copa	0,29	0,588	Não
ln_vol_IBOV	AR(1)+D_Copa	259,56	0,000	Sim

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela E.5 — Evidência de heterocedasticidade condicional (ARCH-LM) nos retornos

Índice	N	ARCH-LM (lags=5) χ^2	gl	p-valor
IBOV	7.654	1036,040	5	0,0000
ICON	7.654	880,842	5	0,0000
IFNC	7.654	1219,661	5	0,0000
INDX	7.654	1955,317	5	0,0000

Notas: Para evitar problemas associados a lacunas do calendário diário, os testes foram conduzidos com tempo sequencial de pregões (t_pregao) e amostra restrita a observações com retornos disponíveis para todos os índices (18 observações removidas).

Resultados indicam evidência de heterocedasticidade condicional e justificam modelagem da variância via ARCH/GARCH ($p < 0,01$).

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela E.6 — Critérios de informação (AIC/BIC) para seleção de ordens e distribuição do modelo AR(1)+GARCH(p,q)

Painel A — IBOV (N = 7.672)			
Distribuição	(p,q)	AIC	BIC
Normal	(1,1)	-39282,49	-39247,76
Normal	(1,2)	-39019,57	-38984,84
Normal	(2,1)	-38818,73	-38784,00
Normal	(2,2)	-38679,02	-38644,30
t-Student	(1,1)	-40060,93	-40019,26
t-Student	(1,2)	-39909,72	-39868,05
t-Student	(2,1)	-39918,67	-39877,00
t-Student	(2,2)	-39828,61	-39786,94

Painel B — ICON (N = 7.656)			
Distribuição	(p,q)	AIC	BIC
Normal	(1,1)	-39935,95	-39901,23
Normal	(1,2)	-39627,76	-39593,05
Normal	(2,1)	-39203,54	-39168,82
Normal	(2,2)	-39135,23	-39100,51
t-Student	(1,1)	-41271,80	-41230,14
t-Student	(1,2)	-41154,90	-41113,24
t-Student	(2,1)	-41023,21	-40981,55
t-Student	(2,2)	-41007,60	-40965,94

Painel C — IFNC (N = 7.672)			
Distribuição	(p,q)	AIC	BIC
Normal	(1,1)	-40223,57	-40188,84
Normal	(1,2)	-39954,45	-39919,73
Normal	(2,1)	-39948,89	-39914,17
Normal	(2,2)	-39791,50	-39756,77
t-Student	(1,1)	-41006,99	-40965,32
t-Student	(1,2)	-40884,24	-40842,57
t-Student	(2,1)	-40888,94	-40847,26
t-Student	(2,2)	-40832,48	-40790,81

Painel D — INDX (N = 7.670)			
Distribuição	(p,q)	AIC	BIC
Normal	(1,1)	-41765,72	-41730,99
Normal	(1,2)	-41432,12	-41397,40
Normal	(2,1)	-41412,39	-41377,66
Normal	(2,2)	-41241,84	-41207,11
t-Student	(1,1)	-42494,96	-42453,29
t-Student	(1,2)	-42379,59	-42337,92
t-Student	(2,1)	-42360,93	-42319,26
t-Student	(2,2)	-42297,16	-42255,49

Notas: Os modelos incluem AR(1) na equação da média e GARCH(p,q) na variância; a escolha baseia-se no menor AIC/BIC.

A distribuição t-Student é comparada à Normal para acomodar caudas pesadas nos retornos.

Em todos os casos, o modelo selecionado foi AR(1)+t-GARCH(1,1)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela E.7 — Retornos do IBOV em torno do anúncio do país-sede da Copa do Mundo

Variável explicativa	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
D_pre_Anuncio	-0,00128	0,00251	-0,51	0,609
D_Anuncio	0,00183	0,00379	0,48	0,630
D_pos_Anuncio	-0,00402	0,00188	-2,14	0,033
Constante	0,00078***	0,00024	3,24	0,001

Notas: A variável dependente é o retorno diário do IBOV (ret_IBOV).

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela E.8 — Volume de negociação do IBOV em torno do anúncio do país-sede da Copa do Mundo

Variável explicativa	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
L.ln_vol_IBOV	0,99059***	0,00214	463,83	0,000
D_pre_Anuncio	-0,02212	0,02946	-0,75	0,453
D_Anuncio	0,04211	0,06633	0,63	0,526
D_pos_Anuncio	-0,02545	0,08429	-0,30	0,763
Constante	0,20863***	0,03987	5,23	0,000

Notas: A variável dependente é o logaritmo do volume diário de negociação do IBOV (ln_vol_IBOV).

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)

Tabela E.9 — Volatilidade condicional do IBOV em torno do anúncio do país-sede da Copa do Mundo

Painel A - Modelo principal (tempo calendário: Data_ts)

Variável explicativa	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
D_pre_Anuncio	0,04733	0,09448	0,50	0,616
D_Anuncio	-0,30779***	0,06850	-4,49	0,000
D_pos_Anuncio	-0,01898	0,05918	-0,32	0,748
Constante	-7,87384***	0,00890	-884,55	0,000

Painel B - Robustez (tempo de pregão consecutivo: t_pregão)

Variável explicativa	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
D_pre_Anuncio	0,00313	0,13551	0,02	0,982
D_Anuncio	-0,12762	0,12975	-0,98	0,325
D_pos_Anuncio	0,02661	0,12947	0,21	0,837
Constante	-8,17026***	0,02170	-376,51	0,000

Notas: A variável dependente é o logaritmo da variância condicional estimada ($\ln h_t$).

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10, indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025)