

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

DERMEVAL MARTINS BORGES JUNIOR

ANOMALIAS DE CALENDÁRIO NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO:
Características das firmas, regionalidade e efeitos no desempenho dos fundos de investimento

UBERLÂNDIA
2024

DERMEVAL MARTINS BORGES JUNIOR

ANOMALIAS DE CALENDÁRIO NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO:
Características das firmas, regionalidade e efeitos no desempenho dos fundos de investimento

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Administração da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Administração.

Área de Concentração: Gestão Organizacional e Regionalidade.

Linha de Pesquisa: Gestão Organizacional e Regionalidade – Temática de Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Rodrigo Fernandes Malaquias.

UBERLÂNDIA
2024

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

B732
2024

Borges Júnior, Dermeval Martins, 1993-
Anomalias de calendário no mercado de capitais
brasileiro: [recurso eletrônico] : Características das
firmas, regionalidade e efeitos no desempenho dos fundos
de investimento / Dermeval Martins Borges Júnior. -
2024.

Orientador: Rodrigo Fernandes Malaquias.
Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Uberlândia,
Pós-graduação em Administração.
Modo de acesso: Internet.
Disponível em: <http://doi.org/10.14393/ufu.te.2024.601>
Inclui bibliografia.

1. Administração. I. Malaquias, Rodrigo Fernandes,
1983-, (Orient.). II. Universidade Federal de
Uberlândia. Pós-graduação em Administração. III. Título.

CDU: 658

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:

Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091
Nelson Marcos Ferreira - CRB6/3074



UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Administração
Av. João Naves de Ávila, 2121, Bloco 5M, Sala 109 - Bairro Santa Mônica, Uberlândia-MG,
CEP 38400-902
Telefone: (34) 3239-4525 - www.fagen.ufu.br - ppgaadm@fagen.ufu.br



ATA

Programa de Pós-Graduação em:	Administração				
Defesa de:	Tese de Doutorado Acadêmico, número 23, PPGADM				
Data:	29 de agosto de 2024	Hora de início:	08:30	Hora de encerramento:	10:14
Matrícula do Discente:	12113ADM003				
Nome do Discente:	Dermeval Martins Borges Júnior				
Título do Trabalho:	ANOMALIAS DE CALENDÁRIO NO MERCADO DE CAPITALIS BRASILEIRO: Características das firmas, regionalidade e efeitos no desempenho dos fundos de investimento				
Área de concentração:	Regionalidade e Gestão				
Linha de pesquisa:	Gestão Organizacional e Regionalidade				
Projeto de Pesquisa de vinculação:					

Reuniu-se, via webconferência, a Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Administração, assim composta: Prof^ª. Dr^ª. Fernanda Maciel Peixoto (UFU), Prof. Dr. Luciano Ferreira Carvalho (UFU), Prof. Dr. Marcos Antônio de Camargos (UFMG), Prof. Dr. Pedro Guilherme Ribeiro Piccoli (PUCPR) e Prof. Dr. Rodrigo Fernandes Malaquias (UFU), orientador do candidato.

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa, Prof. Dr. Rodrigo Fernandes Malaquias, apresentou a Comissão Examinadora e o candidato, agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos examinadores, que passaram a arguir o candidato. Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o candidato:

Aprovado

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação

interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Rodrigo Fernandes Malaquias, Professor(a) do Magistério Superior**, em 29/08/2024, às 10:14, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Luciano Ferreira Carvalho, Professor(a) do Magistério Superior**, em 29/08/2024, às 10:28, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Fernanda Maciel Peixoto, Professor(a) do Magistério Superior**, em 29/08/2024, às 11:15, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Pedro Guilherme Ribeiro Piccoli, Usuário Externo**, em 29/08/2024, às 12:43, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Marcos Antônio de Camargos, Usuário Externo**, em 29/08/2024, às 14:20, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **5627094** e o código CRC **5EDCADF7**.

À Cleusa Rodrigues da Cunha Borges
in memoriam

DERMEVAL MARTINS BORGES JUNIOR

ANOMALIAS DE CALENDÁRIO NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO:
Características das firmas, regionalidade e efeitos no desempenho dos fundos de investimento

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em
Administração da Universidade Federal de Uberlândia,
como requisito parcial para a obtenção do título de
Doutor em Administração.

Área de Concentração: Gestão Organizacional e
Regionalidade.

Linha de Pesquisa: Gestão Organizacional e
Regionalidade – Temática de Finanças.

Uberlândia, 29 de agosto de 2024

Banca Examinadora

Prof. Dr. Rodrigo Fernandes Malaquias
Universidade Federal de Uberlândia (UFU)

Prof. Dr. Luciano Ferreira Carvalho
Universidade Federal de Uberlândia (UFU)

Profª. Dra. Fernanda Maciel Peixoto
Universidade Federal de Uberlândia (UFU)

Prof. Dr. Pedro Guilherme Ribeiro Piccoli
Pontifícia Universidade Católica do Paraná (PUC-PR)

Prof. Dr. Marcos Antônio de Camargos
Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

RESUMO

Contextualização – Sob os pressupostos da Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), existem questionamentos quanto à real capacidade de investidores sofisticados obterem desempenho superior em relação aos demais participantes do mercado, uma vez que, em tese, o conhecimento distinto sobre determinada informação não traria qualquer benefício em termos de retorno. Contudo, isso não se aplica aos mercados com alguma ineficiência. Dentre as principais ineficiências nesse sentido, que poderiam ser exploradas pelos investidores na busca por retornos anormais, estão as anomalias de calendário, as quais variam conforme as características regionais dos mercados.

Objetivo – O objetivo desta tese consiste em investigar a performance ajustada ao risco dos fundos de investimento brasileiros, a fim de identificar eventual exploração estratégica das anomalias de calendário com vistas à obtenção de retornos extraordinários.

Método – A amostra foi composta por dados de preço diário de 669 ações de companhias brasileiras listadas, bem como por 7.147 fundos de ações brasileiros com dados disponíveis no período de 2005 a 2023. A análise das sazonalidades de retorno das ações foi feita por meio de modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada. A relação entre as ações expostas às anomalias e os fundos se deu a partir da composição de suas respectivas carteiras. Para estimar o efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho dos fundos foram empregados modelos de regressão linear com dados em painel.

Resultados – As evidências encontradas sugerem que ações emitidas por firmas com determinadas características se mostram mais sujeitas às anomalias de calendário. Outro achado diz respeito à identificação de ciclos temporais nos padrões sazonais de retorno das ações negociadas no mercado de capitais brasileiro, compatíveis aos fundamentos da hipótese dos mercados adaptativos. No que tange à performance dos fundos, os principais resultados indicaram que os fundos com maiores níveis de alocação mensal em ações cujos retornos estão sujeitos a sazonalidades não apresentaram melhor desempenho, a partir das métricas de retorno ajustado ao risco consideradas. Isso significa dizer que, no mercado brasileiro, as anomalias de calendário não necessariamente representam um recurso a partir do qual os fundos obtêm retornos extraordinários.

Aderência da pesquisa com a área de concentração do PPGADM e com a linha de pesquisa – A aderência da pesquisa com a área de concentração do PPGAdm e com a linha de pesquisa é justificada tendo em vista que as anomalias de calendário originam-se de

ineficiências específicas de cada mercado, podendo ser utilizadas por gestores e investidores em decisões de alocação de recursos. No caso do mercado de capitais brasileiro, algumas de suas características singulares, tais como seu nível de desenvolvimento, a concentração de propriedade das companhias, a baixa capacidade de poupança e pouco conhecimento sobre finanças e investimentos da população, dentre outros aspectos, podem originar ineficiências de mercado cujos efeitos sejam particulares deste país. Do mesmo modo, as características regionais das companhias abertas emissoras das ações (região do país e Unidade da Federação) também foram consideradas no contexto da exploração das anomalias de calendário como potencial recurso estratégico na composição das carteiras de ativos dos fundos de investimento.

Impacto e caráter inovador – A pesquisa inova ao examinar a eventual exploração das anomalias de calendário como forma de obtenção de retornos extraordinários por parte dos fundos de investimento brasileiros. As sazonalidades de retorno foram amplamente estudadas no mercado de ações brasileiro, porém pouca atenção tem sido dada ao emprego do conhecimento a seu respeito para a gestão de fundos de investimento. De modo geral, os estudos anteriores que abordaram anomalias no mercado de capitais brasileiro se preocuparam em identificá-las e descrever seus efeitos decorrentes. Portanto, entende-se que a investigação do uso do conhecimento acerca das sazonalidades de retorno como forma de geração de valor na gestão de fundos caracteriza a inovação advinda desta tese.

Impacto econômico, social e regional – Do ponto de vista econômico, os resultados desta pesquisa podem subsidiar decisões por parte dos fundos de investimento que impliquem na melhoria de seu desempenho. O motivo é que, ao identificar as ineficiências de mercado oriundas do calendário, bem como o desempenho dos fundos sob tais condições, os administradores dessas entidades podem empregar estratégias de investimento baseadas nos padrões sazonais, com o intuito de potencializar sua performance. O impacto social desta pesquisa está assentado no fato de que colaborar com a eficiência de desempenho dos fundos de investimento, a partir da geração de conhecimento sobre as anomalias de calendário, em última análise, implica em contribuir para a eficiência das aplicações de recursos da sociedade como um todo. Isso porque os fundos de investimento constituem, sob a modalidade de condomínio, um conjunto de recursos oriundos de diversos agentes econômicos. Por fim, diante do entendimento de que as anomalias de calendário variam conforme aspectos regionais característicos de cada mercado, esta pesquisa inclui uma abordagem regional, visto que desenvolve análises que levam em consideração os locais de atuação das empresas

emissoras de ações. Pode-se dizer, portanto, que o estudo avança ao fornecer evidências acerca da ocorrência de padrões sazonais de retorno com recortes regionais.

Implicações regionais – Os achados corroboram o entendimento de que a divergência na determinação das anomalias de calendário entre os mercados pode decorrer de aspectos regionais. Isso porque determinadas regiões do país e Unidades da Federação apresentaram percentuais de ações com padrões sazonais de retorno significativamente distintos nas diferentes anomalias de calendário examinadas. Entende-se que esses resultados podem contribuir com a compreensão e desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro ao considerar as características regionais das firmas na análise das anomalias de calendário.

Objetivos de Desenvolvimento Sustentável atendidos na pesquisa – ODS 8 – Trabalho decente e crescimento econômico / Meta 8.3 - Promover políticas orientadas para o desenvolvimento que apoiem as atividades produtivas, geração de emprego decente, empreendedorismo, criatividade e inovação, e incentivar a formalização e o crescimento das micro, pequenas e médias empresas, inclusive por meio do acesso a serviços financeiros; ODS 10 - Redução das desigualdades / Meta 10.6 - Assegurar uma representação e voz mais forte dos países em desenvolvimento em tomadas de decisão nas instituições econômicas e financeiras internacionais globais, a fim de produzir instituições mais eficazes, críveis, responsáveis e legítimas.

Palavras-chave – Eficiência de mercado; anomalias de calendário; fundos de investimento; desempenho; regionalidade.

ABSTRACT

Contextualization – Under the assumptions of the Efficient Market Hypothesis (EMH), there are questions regarding the real ability of sophisticated investors to achieve superior performance compared to other market participants, since, in theory, distinct knowledge about certain information would not bring any benefit in terms of return. However, this does not apply to markets with some inefficiencies. Among the main inefficiencies in this regard, which could be exploited by investors in the pursuit of abnormal returns, there are calendar anomalies, which vary according to the regional characteristics of the markets.

Objective – The objective of this research is to investigate the risk-adjusted performance of Brazilian investment funds in order to identify any strategic exploitation of calendar anomalies aimed at achieving extraordinary returns.

Method – The sample consisted of daily price data from 669 stocks of listed Brazilian companies, as well as 7,147 Brazilian equity funds with available data from 2005 to 2023. The analysis of stock return seasonality was conducted using generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. The relationship between stocks exposed to anomalies and the funds was based on the composition of their respective portfolios. To estimate the effect of exploiting calendar anomalies on fund performance, we employed linear regression models with panel data.

Results – The evidence found suggests that stocks issued by firms with certain characteristics are more susceptible to calendar anomalies. Another finding relates to the identification of temporal cycles in the seasonal return patterns of stocks traded in the Brazilian capital market, consistent with the fundamentals of the adaptive markets hypothesis. Regarding fund performance, the main results indicated that funds with higher monthly allocations to stocks whose returns were subject to seasonality did not show better performance based on the risk-adjusted return metrics considered. This implies that, in the Brazilian market, calendar anomalies do not necessarily represent a resource through which funds achieve extraordinary returns.

Adherence of the research to the PPGADM concentration area and research line – The adherence of the research to the PPGADM concentration area and research line is justified considering that calendar anomalies arise from specific inefficiencies in each market, which can be used by managers and investors in resource allocation decisions. In the case of the Brazilian capital market, some of its unique characteristics, such as its level of development,

the concentration of company ownership, low savings capacity, and limited financial and investment knowledge among the population can give rise to market inefficiencies with effects particular to this country. Similarly, the regional characteristics of the publicly traded companies issuing the stocks (region of the country and federal unit) were also considered in the context of exploiting calendar anomalies as a potential strategic resource in the composition of investment fund portfolios.

Impact and innovative nature – *The research innovates by examining the potential exploitation of calendar anomalies as a means for Brazilian investment funds to achieve extraordinary returns. Return seasonality has been extensively studied in the Brazilian stock market; however, little attention has been given to the use of this knowledge in the management of investment funds. Generally, previous studies addressing anomalies in the Brazilian capital market have focused on identifying them and describing their effects. Therefore, it is understood that investigating the use of knowledge about return seasonality as a means of generating value in fund management characterizes the innovation brought by this thesis.*

Economic, social, and regional impact – *From an economic perspective, the results of this research can support decisions by investment funds that lead to improved performance. By identifying market inefficiencies stemming from the calendar and the performance of funds under such conditions, fund managers can employ investment strategies based on seasonal patterns to enhance their performance. The social impact of this research lies in the fact that contributing to the performance efficiency of investment funds, through the generation of knowledge about calendar anomalies, ultimately implies contributing to the efficiency of society's resource allocations as a whole. This is because investment funds, operating as a form of condominium, consist of a pool of resources from various economic agents. Finally, given the understanding that calendar anomalies vary according to regional characteristics of each market, this research includes a regional approach by developing analyses that consider the locations of the companies issuing stocks. Therefore, it can be said that the study advances by providing evidence on the occurrence of seasonal return patterns with regional nuances.*

Regional implications – *The findings support the understanding that the divergence in the determination of calendar anomalies among markets can result from regional aspects. This is because certain regions of the country and federal units exhibited significantly different percentages of stocks with seasonal return patterns in the various calendar anomalies examined. It is understood that these results can contribute to the understanding and*

development of the Brazilian capital market by considering the regional characteristics of firms in the analysis of calendar anomalies.

Sustainable Development Goals addressed in the research – SDG 8 – Decent Work and Economic Growth / Target 8.3 - Promote development-oriented policies that support productive activities, decent job creation, entrepreneurship, creativity, and innovation, and encourage the formalization and growth of micro, small and medium-sized enterprises, including through access to financial services; SDG 10 - Reduced Inequalities / Target 10.6 - Ensure enhanced representation and voice for developing countries in decision-making in global international economic and financial institutions in order to deliver more effective, credible, accountable and legitimate institutions.

Keywords – Market efficiency; calendar anomalies; investment funds; performance; regionality.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Desenho da pesquisa	50
Figura 2 – Anomalias de calendário com recortes por ano	79

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas do retorno diário das ações nos dias da semana	63
Tabela 2 – Estatísticas descritivas do retorno diário das ações nos meses do ano	64
Tabela 3 – Testes t de diferença entre médias dos grupos de calendário	65
Tabela 4 – Estatísticas descritivas para as anomalias de calendário	66
Tabela 5 – Anomalias de calendário discriminadas por setor	69
Tabela 6 – Anomalias de calendário com recortes por região do Brasil	71
Tabela 7 – Anomalias de calendário com recortes por Unidade da Federação	72
Tabela 8 – Anomalias de calendário com recortes por tamanho da firma.....	74
Tabela 9 – Anomalias de calendário com recortes por rentabilidade da firma	75
Tabela 10 – Anomalias de calendário com recortes por <i>book-to-market ratio</i>	76
Tabela 11 – Anomalias de calendário com recortes por liquidez.....	77
Tabela 12 – Anomalias de calendário com recortes por ano	78
Tabela 13 – Estatísticas descritivas para as variáveis nos modelos de desempenho.....	81
Tabela 14 – Matriz de correlação entre as variáveis em estudo	83
Tabela 15 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa) dos fundos, modelos com controles por ano	84
Tabela 16 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa) dos fundos, modelos sem controles para a rotatividade das carteiras e ano	85
Tabela 17 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (índice de Sharpe) dos fundos	87
Tabela 18 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (índice de Sharpe) dos fundos, amostra composta apenas por fundos com índice de Sharpe positivo.....	88
Tabela 19 – Estatísticas descritivas para as variáveis dos testes adicionais de robustez.....	90
Tabela 20 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa), com <i>dummies</i> para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário e com controles para ano.....	92
Tabela 21 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa), com <i>dummies</i> para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário, sem controles para ano	93
Tabela 22 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (sharpe), com <i>dummies</i> para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário.....	94

Tabela 23 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (sharpe), com <i>dummies</i> para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário, amostra composta apenas por fundos com índice de Sharpe positivo	95
Tabela 24 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa), com variáveis escalares a partir dos coeficientes das anomalias de calendário nos modelos	96
Tabela 25 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa), com <i>dummies</i> para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário, em modelos sem variáveis de controle	97
Tabela 26 – Resumo geral das relações identificadas nos modelos reportados	98

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AMEX	<i>The American Stock Exchange</i>
APT	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
B3	Brasil, Bolsa, Balcão
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CDI	Certificados de Depósitos Interfinanceiros
CNPq	Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico
EGARCH	Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada Exponencial
EUA	Estados Unidos da América
FAPEMIG	Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais
GARCH	Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada
HMA	Hipótese dos Mercados Adaptativos
HME	Hipótese dos Mercados Eficientes
Ibovespa	Índice Bovespa
IBrX-100	Índice Brasil 100
IBVX2	Índice Valor
IDX	Índice do Setor Industrial
IEE	Índice de Energia Elétrica
ITEL	Índice Telecom
LETfs	<i>Cross-Market Leveraged Exchange-Traded Funds</i>
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
S&P500	<i>Standard & Poor's 500</i>
TGARCH	Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada com Limiar
UFU	Universidade Federal de Uberlândia

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	19
1.1. Contextualização do tema e problema.....	19
1.2. Contribuições da pesquisa	22
1.3. Organização do estudo.....	24
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	26
2.1. Contraposições à HME.....	26
2.2. Anomalias de calendário	31
2.3. Relação entre investidores institucionais e anomalias de calendário	44
3. METODOLOGIA.....	50
3.1. Amostra e dados	50
3.2. Procedimentos empregados na análise dos padrões sazonais.....	51
3.3. Procedimentos empregados na análise da performance dos fundos.....	54
4. RESULTADOS	63
4.1. Identificação das anomalias de calendário no mercado brasileiro	63
4.2. Investigação do desempenho dos fundos de investimento brasileiros	80
4.3. Testes de robustez adicionais para o desempenho dos fundos de investimento.....	89
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	100
REFERÊNCIAS	104

1. INTRODUÇÃO

1.1. Contextualização do tema e problema

A Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) pressupõe que os preços das ações refletem totalmente as informações sobre determinada companhia, não sendo, portanto, possível aos agentes de mercado obter retornos extraordinários, uma vez que o preço de determinada ação em um mercado eficiente seria igual ao seu valor intrínseco (FAMA, 1970). Fama (1970) adverte, no entanto, que a HME pode ser dividida em três formas distintas, cada qual com gradações quanto ao nível de informação disponível, são elas: forma fraca, forma semiforte e forma forte. Na forma fraca, o interesse está nas informações passadas, ou seja, nos retornos históricos das ações (FAMA, 1970). Por sua vez, a forma semiforte não só contempla as informações passadas, mas, principalmente, concentra-se na velocidade e qualidade com que o mecanismo de ajuste de preço adequa-se às informações públicas disponíveis (FAMA, 1970). Por fim, na forma forte acrescenta-se o acesso privilegiado a informações relevantes com impacto no preço das ações (FAMA, 1970).

Sob os pressupostos da HME, diversos estudos questionam a capacidade de investidores sofisticados, e.g. fundos de investimento, obterem desempenho superior em relação aos demais participantes do mercado (CARHART, 1997; BUSSE; GOYAL; WAHAL, 2010; FAMA; FRENCH, 2010), uma vez que, em tese, o conhecimento distinto sobre determinada informação não traria qualquer benefício em termos de retorno, pois tal informação já estaria precificada na ação. Por outro lado, Fang, Kempf e Trapp (2014) argumentam que, embora nos mercados eficientes os gestores habilitados não consigam obter excesso de retornos pelo fato de os preços das ações incorporarem todas as informações disponíveis, o mesmo não ocorreria nos mercados com alguma ineficiência. Para Fang, Kempf e Trapp (2014), os gestores dos fundos podem obter retornos extraordinários em mercados menos eficientes ao explorar as ineficiências neles existentes.

Dentre as principais ineficiências de mercado que poderiam ser exploradas pelos gestores dos fundos, estão as anomalias de calendário. Segundo Rossi (2016), as anomalias de calendário partem do entendimento de que o mercado se comporta de modo diferente a depender da hora do dia, do dia da semana, do mês do ano, entre outras possibilidades. Rossi (2016) menciona ainda que são três as principais anomalias de calendário: efeito janeiro, efeito dia da semana e efeito virada do mês. O efeito janeiro diz respeito ao padrão sazonal no qual os retornos das ações se mostram superiores no mês de janeiro em relação aos demais

meses do ano (ROSSI, 2016). O efeito dia da semana decorre da observação de menores retornos na segunda-feira em comparação aos outros dias da semana (ROSSI, 2016). Por fim, o efeito virada do mês sugere a existência de retornos médios superiores ao final de um mês e no início do mês subsequente (ROSSI, 2016).

Lee et al. (2020) argumentam que, embora a literatura tenha documentado ampla evidência acerca das várias anomalias a que os retornos das ações estão sujeitos, são escassas as pesquisas que consideram, explicitamente, os fundos de investimento sob tal perspectiva, especialmente no que tange à exploração dessas distorções nos preços dos ativos. Por exemplo, Zhong (2022) observou que os investidores institucionais se aproveitam do *momentum*, i.e., rapidez com que ocorre a variação dos preços com alguma tendência ao longo do tempo, na busca por performance superior. Para Zhong (2022), um indício da exploração estratégica das anomalias está nos padrões de volume negociado. Se os investidores institucionais negociarem em anomalias, deve haver um aumento (decréscimo) na demanda por ações subavaliadas (sobreavaliadas) (ZHONG, 2022).

Na indústria brasileira de fundos de investimento, depois de detectarem o efeito dia da semana no retorno de fundos multimercados, Mamede e Malaquias (2017) sustentam que o conhecimento sobre esse padrão sazonal de retorno poderia motivar estratégias por parte dos gestores de fundos, com o intuito de gerar valor a partir da gestão ativa a baixo custo informacional, dado que o dia da semana constitui informação pública e de simples observação. Para aproveitarem-se dos retornos menores verificados na segunda-feira, Mamede e Malaquias (2017) sugerem a estratégia básica de desfazer posições na sexta-feira com novas aplicações na segunda-feira. Desconsiderando os custos de transação, Mamede e Malaquias (2017) entendem que o procedimento seria vantajoso até mesmo para investidores institucionais estrangeiros com interesse na aplicação de recursos em economias emergentes, cujos mercados, normalmente, apresentam menores níveis de eficiência.

Conforme sugere Mamede e Malaquias (2017), é de se esperar que os investidores possam se beneficiar das anomalias de calendário, pois sua exploração envolve estratégias relativamente simples. Ainda na década de 1980, French (1980) mostrou que a compra do índice da *Standard & Poor's* na segunda-feira com sua consequente venda na sexta-feira, aproveitando-se assim do efeito dia da semana, implicaria em retorno médio anual de 13,4%, correspondente a cerca de 8 pontos percentuais maior ao que seria auferido se a posição fosse mantida no decorrer do ano (5,5% a.a.). Kling (2005) também confirma que a simples negociação de compra e venda em dias distintos, usualmente às segundas e sextas-feiras,

constitui condição suficiente para a obtenção dos benefícios advindos da anomalia do dia da semana.

Deve-se mencionar que as anomalias de calendário e seus efeitos decorrentes, ao que tudo indica, estão sujeitas às características regionais dos diferentes mercados. Tadepalli e Jain (2018) argumentam que, embora as anomalias de calendário tenham sido identificadas em diversas economias, não se pode estabelecer uma generalização para o fenômeno, justamente em virtude das diferenças inerentes a cada mercado. Segundo Tadepalli e Jain (2018) há na literatura evidências divergentes quanto à persistência das anomalias de calendário, sobretudo entre economias desenvolvidas e emergentes. Tadepalli e Jain (2018) afirmam ainda que grande parte dos achados nesse sentido são provenientes de pesquisas conduzidas em mercados desenvolvidos, abrindo margem para que as anomalias de calendário sejam exploradas em economias emergentes relevantes, tais como Brasil, Índia e Rússia.

Frente ao exposto, tendo em vista que investidores sofisticados, como por exemplo os fundos de investimento, podem obter excesso de retorno ao explorar ineficiências nos mercados (FANG; KEMPF; TRAPP, 2014). Além disso, considerando que dentre as ineficiências de mercado que poderiam ser exploradas na busca de retornos extraordinários estão as anomalias de calendário (ROSSI, 2016), cujos efeitos variam conforme as características regionais inerentes aos diferentes mercados (TADEPALLI; JAIN, 2018), esta pesquisa tem o propósito de responder à seguinte questão: qual a relação entre a exploração de anomalias de calendário e a performance ajustada ao risco dos fundos de investimento em ações brasileiros?

Diante do problema de pesquisa, o objetivo geral do estudo consiste em **investigar a performance ajustada ao risco dos fundos de investimento em ações brasileiros, a fim de identificar eventual exploração estratégica das anomalias de mercado com vistas à obtenção de retornos extraordinários**. Para atingir o objetivo geral, enumeram-se os seguintes objetivos específicos: **i)** examinar os dados de retornos históricos das ações negociadas no mercado de capitais brasileiro, a fim de identificar padrões sazonais; **ii)** examinar a composição das carteiras dos fundos de investimento em ações brasileiros, como forma de observar alterações que remetam às sazonalidades de calendário; **iii)** examinar a performance ajustada ao risco dos fundos de investimento em ações brasileiros; e **iv)** relacionar a performance ajustada ao risco às anomalias de mercado identificadas.

Com base no entendimento de que os pressupostos da HME não se aplicam em mercados ineficientes, possibilitando assim que investidores sofisticados obtenham excesso de retornos a partir da exploração de tais falhas (FANG; KEMPF; TRAPP, 2014), e levando-

se em conta que os padrões sazonais de retorno destacam-se dentre as ineficiências de mercado identificadas pela literatura de finanças (ROSSI, 2016), esta pesquisa propõe a tese de que os fundos de investimento em ações brasileiros que exploram anomalias de calendário apresentam desempenho ajustado ao risco superior em relação aos demais.

Segundo Gao e Wang (2022), a investigação acerca da exploração de anomalias no mercado de capitais por parte dos investidores institucionais constitui um problema de grande interesse da academia há tempos, em razão das dúvidas existentes sobre a real capacidade desses agentes em predizer os retornos das ações. Edelen, Ince e Kadlec (2016) argumentam que seria esperado que os gestores de investimento, tidos como profissionais de elevada habilidade, explorassem as anomalias como uma oportunidade de obtenção de retornos superiores. Apesar disso, Edelen, Ince e Kadlec (2016) afirmam que a literatura predominante sugere que os investidores institucionais, simplesmente, mantêm suas carteiras sem tirar proveito de anomalias de retorno conhecidas. Diante de tal circunstância, o ineditismo desta pesquisa decorre da documentação de evidências empíricas a respeito da eventual exploração das anomalias de calendário pelos fundos de investimento em ações brasileiros na busca por retornos superiores.

1.2. Contribuições da pesquisa

Do ponto de vista teórico, esta pesquisa contribui ao considerar as anomalias de calendário dentre aquelas que poderiam ser exploradas pelos fundos de investimento ou outros investidores institucionais na busca por melhor desempenho, tendo em vista que os estudos anteriores, majoritariamente, tiveram como foco as anomalias de retorno a partir das características das ações, tais como *accruals* totais, *momentum* e rentabilidade bruta (EDELLEN; INCE; KADLEC, 2016; KIM; OK; PARK, 2020; GAO; WANG, 2022). Além disso, a pesquisa fornece evidências que permitem ampliar o entendimento que se tem acerca da eficiência de mercado e o papel dos investidores institucionais e das anomalias de calendário nesse contexto, uma vez que a HME não concebe a possibilidade de investidores identificarem valores mobiliários mal precificados e, por consequência, alcançarem retornos extraordinários.

Ao verificar se os fundos de investimento em ações brasileiros aproveitam as anomalias de calendário com o objetivo de obter retornos anormais, esta pesquisa se diferencia de estudos semelhantes sobre o assunto, mas que não se debruçaram sobre as sazonalidades de retorno. A exploração de ativos mal precificados no mercado de capitais por

investidores institucionais foi tema de pesquisas recentes, tais como Lee et al. (2020) e Zhong (2022). Porém, nenhuma delas considerou as anomalias de calendário, sobretudo em economias emergentes. No caso das citadas, Lee et al. (2020) investigou se os fundos de investimento de gestão ativa exploram alguma das quinze anomalias de mercado mais conhecidas, porém nenhuma relacionada aos efeitos de calendário. Por sua vez, Zhong (2022) examinou o papel desempenhado por investidores institucionais no mercado de capitais da Austrália, incluindo seu desempenho em relação a *benchmarks* de mercado e a análise de eventual proveito frente às anormalidades de retorno, sem considerar aquelas provenientes de sazonalidades, de modo similar a Lee et al. (2020). Daí o potencial de contribuição à literatura com o desenvolvimento deste projeto de tese.

Hou, Xue e Zhang (2020) replicaram testes de diversos estudos em finanças que abordaram anormalidades de mercado, especificamente, foram examinadas 452 variáveis para anomalias identificadas previamente. Após estabelecerem controles para *microcaps*, isto é, ações provenientes de empresas pequenas, os resultados sugeriram a inexistência de, aproximadamente, 65% das anomalias consideradas. Testes adicionais, com critérios de significância mais rigorosos, elevaram ainda mais a taxa de falha na identificação das anomalias de mercado, chegando até a 82%. Com base nisso, Hou, Xue e Zhang (2020) entendem que as *microcaps* são as principais responsáveis pela grande maioria de anomalias de mercado documentadas na literatura. Como as *microcaps*, normalmente, não são representativas em portfólios institucionais, entende-se que a investigação sobre a exploração ou não de anomalias de calendário por parte dos fundos de investimento pode trazer avanços nesse contexto.

Sob uma perspectiva prática, os resultados desta pesquisa podem subsidiar decisões por parte dos fundos de investimento que impliquem na melhoria de seu desempenho. O motivo é que, ao identificar as ineficiências de mercado oriundas do calendário, bem como o desempenho dos fundos sob tais condições, os administradores dessas entidades podem empregar estratégias de investimento baseadas nos padrões sazonais, com o intuito de potencializar sua performance. Do mesmo modo, a compreensão sobre as anomalias de mercado e seus eventuais efeitos positivos no desempenho, nos casos em que são exploradas estrategicamente, promovem uma perspectiva de certo modo favorável a seu respeito, uma vez que, geralmente, são vistas negativamente nos mercados, por seu caráter de ineficiência.

Além disso, a pesquisa pode contribuir para que outros agentes, inclusive pequenos investidores institucionais ou individuais, possam compreender os impactos que as anomalias de mercado exercem nas estratégias de investimento. Isso porque os pequenos investidores,

normalmente, não possuem acesso a ferramentas complexas e informações exclusivas que os auxiliem na gestão de seus investimentos. Logo, o conhecimento acerca das anomalias de calendário e sua suposta capacidade de gerar retornos extraordinários se traduz em potencial benefício na aplicação de seus recursos.

O estudo das sazonalidades de calendário e seus impactos promove a compreensão do nível de eficiência de mercado e, por consequência, colabora com a otimização na alocação dos recursos da sociedade. Os fundos de investimento constituem, sob a modalidade de condomínio, um conjunto de recursos oriundos de diversos agentes econômicos. Desta forma, a contribuição social desta pesquisa está assentada no fato de que colaborar com a eficiência de desempenho dos fundos de investimento, a partir da geração de conhecimento sobre as anomalias de calendário, em última análise, implica em contribuir para a eficiência das aplicações de recursos da sociedade como um todo.

Por fim, diante dos achados já documentados na literatura de que as anomalias de calendário variam conforme aspectos regionais característicos de cada mercado (TADEPALLI; JAIN, 2018), esta pesquisa inclui uma abordagem regional, visto que desenvolve análises com recortes a partir das regiões e Unidades da Federação nas quais as companhias da amostra estão sediadas. A opção por regiões e estados do Brasil ocorreu em razão do objetivo desta pesquisa, cujo escopo envolve os padrões sazonais de retorno no mercado brasileiro. Pode-se dizer, portanto, que o estudo avança ao fornecer evidências acerca da ocorrência das anomalias de calendário no contexto de um mesmo país, uma vez que as discussões regionais apresentadas em investigações anteriores, como as de Tadepalli e Jain (2018), tiveram como foco as diferenças entre economias distintas.

1.3. Organização do estudo

Esta tese de doutorado está organizada em cinco grandes seções. Além desta seção de Introdução, na qual foram expostos aspectos concernentes à contextualização da temática, problematização, objetivos, justificativas e contribuições, as demais seções compreendem o Referencial Teórico, a Metodologia, os Resultados e as Considerações Finais.

A seção do Referencial Teórico foi subdividida em três tópicos, intitulados ‘Contraposições à HME’, ‘Anomalias de calendário’ e ‘Relação entre investidores institucionais e anomalias de calendário’. O primeiro tópico discutiu as principais críticas às diferentes formas de eficiência da HME, apresentou evidências acerca da hipótese em diversas regiões, em especial no mercado brasileiro, e forneceu explicações comportamentais

que justificam suas limitações. Na segunda subseção foram discutidos estudos anteriores que abordaram as anomalias de calendário examinadas nesta pesquisa, a saber: efeito janeiro, efeito dia da semana, efeito feriado e efeito virada do mês. Por seu turno, no terceiro tópico foram apresentadas evidências prévias na literatura acerca da relação existente entre os investidores institucionais e as sazonalidades de retorno observadas nos mercados de capitais.

A seção da Metodologia foi segregada em três subtópicos, nomeadamente: ‘Amostra e dados’, ‘Procedimentos empregados na análise dos padrões sazonais’ e ‘Procedimentos empregados na análise da performance dos fundos’. No primeiro, foram descritos os procedimentos que culminaram na seleção da amostra e nas fontes de coleta dos dados. Em seguida, foram apresentados os procedimentos empregados na análise das anomalias de calendário, incluindo a descrição das variáveis e especificação da equação do modelo genérico estimado. Por fim, coube ao último tópico indicar os procedimentos previstos para os testes cujo propósito foi avaliar o desempenho dos fundos de investimento que demonstram explorar as sazonalidades de retorno.

A penúltima seção deste projeto de tese diz respeito aos Resultados, os quais foram subdivididos em ‘Identificação das anomalias de calendário no mercado brasileiro’, ‘Investigação do desempenho dos fundos de investimento brasileiros’ e ‘Testes de robustez adicionais para o desempenho dos fundos de investimento brasileiros’. Na primeira subseção, foram expostos os resultados concernentes à existência dos padrões sazonais de retorno em ações negociadas no mercado de capitais, também foram realizadas análises com recortes para as regiões do país e características das firmas. Posteriormente, na segunda subseção, apresentou-se os achados dos modelos econométricos estimados, os quais avaliaram a performance ajustada ao risco dos fundos em função da exploração das anomalias de calendário. Os testes de robustez com os resultados para os modelos com métricas e periodicidades alternativas foram trazidos na última subseção.

Por fim, nas Considerações Finais, foram retomados os objetivos de pesquisa e sintetizados os procedimentos metodológicos aplicados na sua consecução. Ainda na seção, foram comentados os principais resultados documentados, bem como suas implicações e potenciais contribuições. Os últimos parágrafos versaram sobre as limitações do trabalho e possíveis alternativas de ampliação dos achados a partir de pesquisas futuras.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Contraposições à HME

A Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) pressupõe que os preços das ações refletem totalmente as informações disponíveis em dado momento do tempo, de modo que o preço negociado constitui a mensuração adequada do valor intrínseco de um ativo (FAMA, 1970). Fama (1970) argumenta que as pesquisas empíricas sobre o assunto podem ser agrupadas em três categorias, a depender da natureza do conjunto de informações que se tem como interesse, caracterizando assim as seguintes formas de eficiência de mercado: forma fraca, forma semiforte e forma forte.

No contexto da forma fraca da HME, Malkiel (1989) afirma que os preços das ações refletem apenas as informações provenientes de dados históricos das cotações. Isso implica dizer que os agentes de mercado não poderiam obter retornos anormais a partir de uma estratégia de investimento fundamentada somente na análise de padrões dos preços passados (MALKIEL, 1989). Segundo Fama (1970), os testes empíricos sobre a forma fraca da HME são os mais prevalentes na literatura, e seus resultados corroboram, em grande medida, esse tipo de eficiência, sobretudo em horizontes temporais mais curtos. Em razão disso, pode-se dizer que a forma fraca da HME é bastante aceita na literatura de finanças, especialmente em relação às formas semiforte e forma forte.

Ocorre que, mesmo com a ampla receptividade, a forma fraca da HME sofre críticas desde sua formulação. Malkiel (1989) aponta que seu principal ponto de fragilidade está no fato de os mercados de ações não seguirem, perfeitamente, a ideia estatística de passeio aleatório (*random walk*). Isso porque, embora os coeficientes de correlação serial, normalmente, sejam baixos, ainda assim é possível identificar pequenas dependências entre os preços diários, contrariando a concepção de aleatoriedade absoluta. Outro fator relevante que conspira contra a forma fraca da HME, também discutido por Malkiel (1989), diz respeito aos diversos padrões sazonais encontrados nas séries históricas de preços, como os efeitos janeiro (KEIM, 1983), dia da semana (FRENCH, 1980) e feriado (LAKONISHOK; SMIDT, 1988). Por constituírem ponto central desta pesquisa, as anomalias de calendário serão discutidas em tópico próprio desta revisão de literatura.

No contexto de crítica à forma fraca da HME, cabe citar evidências da ineficiência documentadas por estudos empíricos em mercados de diversas regiões. Por exemplo, Omran e Farrar (2006) apresentaram resultados que contrariam a forma fraca da HME em todos os

mercados do Oriente Médio pesquisados, em razão da identificação de padrões de retornos baseados no calendário. Do mesmo modo, Guidi, Gupta e Maheshwar (2011) rejeitaram a hipótese de que os mercados da Europa Central e Oriental são compatíveis com a forma fraca da HME, pois foram encontradas anomalias de calendário a partir das quais investidores poderiam se aproveitar com vistas à obtenção de excesso de retorno. No mercado brasileiro, evidências contrárias à forma fraca da HME foram expostas por Torres, Bonomo e Fernandes (2002), Bone e Ribeiro (2002), Gaio, Alves e Pimenta Júnior (2009), Guimarães, Araújo e Barbedo (2011), Roma, Ferreira e Amaral (2014) e Fernandes, Hamberger e Valle (2015).

As formas semiforte e forte da HME, por sua vez, são mais controversas. Segundo Malkiel (1989) a forma semiforte supõe que o preço das ações não só reflete os dados históricos de cotação, mas também toda a informação pública disponível. Isso significa dizer que o conhecimento de informações públicas sobre determinada firma, tais como notícias, demonstrações contábeis, relatórios corporativos, entre outros, não possibilitaria a obtenção de retornos anormais gerados a partir do investimento nas ações subjacentes (MALKIEL, 1989). O ponto de controvérsia na forma semiforte diz respeito à velocidade e qualidade com que o mecanismo de ajuste de preço incorpora as informações disponíveis à cotação da ação, uma vez que os agentes que, porventura, conseguissem acesso antecipado às informações poderiam alcançar excessos de retorno (MALKIEL, 1989).

Evidências contrárias à forma semiforte da HME foram documentadas nos mercados de Bangladesh (HASAN; WADUD, 2015), China (ZHANG; HE; LI, 2016), Estônia, Letônia, Lituânia (ALEKNEVIČIENĖ; KVEDARAITIENĖ; ALEKNEVIČIŪTĖ, 2018), Estados Unidos (FERSON; HEUSON; SU, 2005), Grécia (ALEXAKIS; PATRA; POSHAKWALE, 2010), Indonésia (ARDIANSYAH; QOYUM, 2012), Polônia, Hungria e República Tcheca (HANOUSEK; FILER, 2000). De modo similar, Agudelo e Gutierrez (2011) verificaram que nos principais mercados latino-americanos (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru) há atraso na incorporação das informações macroeconômicas divulgadas no preço das ações, sugerindo a existência de ineficiências incompatíveis com a forma semiforte da HME. No Brasil, achados divergentes à forma semiforte da HME foram documentados por Camargos e Romero (2006), Camargos e Barbosa (2007), Belo e Brasil (2006), Carvalho e Camargos (2013), Gabriel, Ribeiro e Ribeiro (2013).

Lo (2004) propõe uma alternativa à HME, ao que chama de Hipótese dos Mercados Adaptativos (HMA). A HMA, diferentemente da HME, pressupõe que aspectos inerentes às dinâmicas da evolução, tais como competição, mutação, reprodução e seleção natural, determinam a eficiência dos mercados (LO, 2004). Lo (2004) argumenta, portanto, que as

estratégias de investimento passam por ciclos marcados por ganhos e perdas, da mesma forma com que os mercados passam por períodos de maior ou menor eficiência. Os ciclos decorrem, justamente, das mudanças observadas no ambiente, as quais impactam as condições em que os negócios se dão, o número de competidores, as oportunidades de investimentos, entre outros elementos nesse contexto.

Τιτάν (2015) argumenta que a HME é uma teoria bastante controversa na literatura de finanças, pois, por mais que exista quantidade significativa de estudos que a exploram, não há uma conclusão definitiva a seu respeito. Isso porque para cada pesquisa que confirma aspectos da hipótese, existe outra que a invalida (ΤΙΤΑΝ, 2015). Segundo Yen e Lee (2008), a abordagem comportamental das finanças foi considerada como uma corrente teórica que substituiu a HME, especialmente em virtude dos avanços observados com a publicação de estudos de Thaler (2005), Haugen (1999) e Shleifer (2000).

Thaler (2005) sistematizou estudos sobre cinco temáticas que esclarecem alguns dos motivos pelos quais os modelos racionais em finanças são falhos em explicar o funcionamento do mercado, a saber: i) limites à arbitragem; ii) predição de retornos das ações e prêmio pelo risco; iii) achados empíricos sobre sobrereação e sub-reação; iv) teorias sobre sobrereação e sub-reação; e v) comportamento do investidor.

Sobre os limites à arbitragem, Thaler (2005) argumenta que, em muitas escolhas econômicas importantes, uma decisão ruim não implica necessariamente em uma oportunidade de ganho para outros agentes simplesmente pela falta de mercados, comprometendo assim o processo de arbitragem. Thaler (2005) faz uma analogia com seu casamento, no sentido de que alguém poderia apostar que sua esposa perceberia no futuro o erro de ter se casado, porém não seria possível vender a descoberto tal perspectiva em virtude da inexistência de mercado. Mesmo que houvesse um mercado, Thaler (2005) afirma que isso não mudaria o seu comportamento (irracional) e o da esposa. Em resumo, o que Thaler (2005) quer dizer é que a insuficiência de mercados limita a arbitragem, abrindo margem para certa irracionalidade. Isso é um ponto importante, uma vez que os pressupostos da HME se aplicam em condições nas quais há arbitragem.

A segunda grande temática abordada por Thaler (2005) diz respeito à previsibilidade dos mercados de ações no longo prazo. Thaler (2005) afirma que, embora o entendimento geral seja de que os mercados sigam um passeio aleatório, no longo prazo os retornos são de certo modo previsíveis. Por exemplo, quando os preços das ações estão muito altos quando comparados aos dados históricos, há uma tendência de que os retornos subsequentes sejam menores. Quanto ao prêmio pelo risco, Thaler (2005) argumenta que os dados históricos

indicam que as diferenças entre o retorno de mercado e a taxa livre de risco se mostraram superiores ao que seria explicado por modelos tradicionais de precificação de ativos. Thaler (2005) atribui esse resultado a dois vieses comportamentais: a aversão a perdas, tendência a sobrepesar as perdas em relação aos ganhos; e o enquadramento estreito, viés no qual dá-se ênfase aos retornos de um curto período em detrimento de séries históricas mais longas.

No terceiro e quarto tópico, Thaler (2005) discute achados empíricos e teorias que fundamentam a sobrereação e a sub-reação nos mercados. Basicamente, as teorias comentadas por Thaler (2005) no assunto tentam explicar as evidências empíricas de que os preços das ações, no longo prazo, demonstram comportamento de retorno à média, enquanto no curto e médio prazo identificam-se correlações seriais positivas entre as cotações. Uma das principais explicações para o efeito, assentada em princípios comportamentais de representatividade, conservadorismo e excesso de confiança, supõe que os agentes de mercado em certos momentos tendem a acreditar em tendências de aumento nos preços, e em outras ocasiões consideram reversões à média. Deste modo, os fenômenos da sobrereação e sub-reação decorreriam das expectativas dos agentes e de seu comportamento de negociação no mercado.

Por fim, Thaler (2005) argumenta que a área de finanças comportamentais, durante muito tempo, focou-se mais na parte de finanças do que no comportamento dos indivíduos. Nesse sentido, Thaler (2005) documenta avanços no campo cuja ênfase esteve no comportamento real dos investidores. Os achados expostos corroboram os vieses amplamente conhecidos e identificados em experimentos conduzidos por pesquisadores da psicologia, reforçando a relevância dessa área para a compreensão dos agentes de mercado. Alguns comportamentos dos investidores que desafiam a noção de racionalidade, pressuposto para grande parte das teorias de finanças, envolvem a aversão à venda de ativos que perderam valor, mesmo em situações em que existem incentivos para tal, como em vendas com benefícios fiscais, e o excesso de confiança nas transações de mercado, verificado predominantemente nos homens.

Similarmente, Haugen (1999) aborda uma série de anomalias que foram identificadas nos estudos da área de finanças, e propõe explicações comportamentais para sua existência, em contraponto à HME. Um dos principais pontos mencionados por Haugen (1999) está na sobrereação nos mercados de capitais, o que faz com que a reação dos preços em determinada tendência seja forte no curto e médio prazo, e a reversão aos patamares anteriores leve mais tempo. Haugen (1999) argumenta que a reação do mercado a uma notícia boa, por

exemplo, faz com que os preços se elevem de maneira rápida e excessiva, até que ocorra uma correção lenta ao valor tido como verdadeiro.

Em consonância aos pressupostos teóricos que suportam esta tese, Haugen (1999) afirma que as anomalias de mercado trazem implicações importantes aos investidores, inclusive aos individuais. Basicamente, a partir do exemplo discutido anteriormente, se os investidores encontrarem meios para identificar as ações que, em reação a notícias negativas, tiveram quedas de preço mais que proporcionais, caracterizando, portanto, um preço subestimado, podem adquiri-las e mantê-las até que o mercado reconheça o erro e as precifique adequadamente. Haugen (1999) cita ainda as anomalias para ações de valor (subavaliadas) e crescimento (sobreeavaliadas) que são comuns a depender das características das firmas a que se referem. Por exemplo, segundo Haugen (1999), as ações de valor estão associadas a maior índice de *book-to-market*, alto *dividend yields* e baixa capitalização de mercado, enquanto as ações de crescimento, usualmente, possuem características contrárias.

Shleifer (2000) contrapõe o pressuposto das finanças clássicas que entende a arbitragem como um mecanismo simples de correção das distorções que podem ocorrer nos mercados, elemento este central para a HME. Para Shleifer (2000), o conceito teórico de arbitragem não existe no mundo real. Isso porque há riscos e limites associados às operações de arbitragem, os quais não são levados em conta nos modelos de eficiência defendidos pelas finanças tradicionais. Um exemplo de limite à arbitragem está na impossibilidade de dois portfólios serem perfeitamente substitutos, uma vez que os investidores possuem restrições em suas negociações (recursos, horizonte temporal, acesso aos mercados, entre outros) que comprometem, de alguma forma, a formação das carteiras.

Outro aspecto endereçado por Shleifer (2000) nas discussões que contestam a HME refere-se ao perfil dos agentes de mercado. Enquanto boa parte dos investidores opera em convergência ao valor intrínseco esperado, há aqueles cujas negociações centram-se nos ruídos de mercado, isto é, nas variações de preço no curto prazo desassociadas das tendências gerais de avaliação dos ativos. Segundo Shleifer (2000), essas operações incompatíveis às expectativas de mercado afastam os preços dos valores fundamentais, ocasionando anomalias. Tal condição pode ainda fazer com que os indivíduos que atuam, em tese, contra a racionalidade de mercado auferam ganhos superiores aos fundamentalistas, algo tido como inimaginável nos modelos de eficiência.

Chatzitzisi, Fountas e Panagiotidis (2021) afirmam que um dos principais desafios à HME são as anomalias de calendário. As anomalias de calendário constituem comportamentos anormais observados nos retornos de mercado a depender da hora do dia, do

dia da semana, mês do ano, dentre outras sazonalidades (ROSSI, 2016). Além da HME, outros modelos das finanças tradicionais, como o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e a *Arbitrage Pricing Theory* (APT), não concebem a existência de retornos sazonais dos ativos, motivo pelo qual a ocorrência dos efeitos de calendário chamou a atenção dos pesquisadores na área ao longo de muitos anos. A próxima subseção desta revisão de literatura aborda, em detalhes, as anomalias de calendário examinadas neste trabalho.

2.2. Anomalias de calendário

Uma das principais anomalias de calendário discutidas na literatura é o efeito janeiro, cujo pressuposto central está na ocorrência de retornos superiores no mês de janeiro em comparação aos outros meses do ano. O efeito janeiro foi identificado, inicialmente, por Rozeff e Kinney Jr. (1976). Ao estudar os retornos mensais da *New York Stock Exchange* (NYSE), no período compreendido entre 1904 e 1974, Rozeff e Kinney Jr. (1976) evidenciaram a existência de diferenças estatisticamente significativas na média dos retornos entre os meses, especialmente no que se refere aos retornos do mês de janeiro, os quais se mostraram expressivamente superiores aos demais. Dentre os resultados, Rozeff e Kinney Jr. (1976) observaram que, para os 840 meses avaliados, a média de retorno mensal em janeiro foi de 3,48% enquanto a dos demais meses no mesmo período foi de apenas 0,42%. Observa-se que os achados de Rozeff e Kinney Jr. (1976) contrariam as bases teóricas trazidas pela HME.

Apesar dos achados, Rozeff e Kinney Jr. (1976) não se preocuparam em fornecer possíveis explicações para a sazonalidade dos retornos encontrada, pois se concentraram em identificar sua existência, algo que até então carecia de evidências substanciais. A suposição levantada consistia, basicamente, em alguma especificação incorreta do modelo de precificação de ativos de capital. As possíveis explanações para a sazonalidade dos retornos no mês de janeiro, identificada originalmente por Rozeff e Kinney Jr. (1976), foram exploradas mais tarde por estudos que incorporaram o fator tamanho das firmas para discutir a ocorrência do efeito janeiro, tais como Keim (1983), Reinganum (1983) e Roll (1983).

Keim (1983) examinou a relação entre os retornos anormais mensais e o valor de mercado de ações listadas na NYSE ou AMEX por um período de dezessete anos, compreendido entre 1963 e 1979. A partir dos resultados encontrados, Keim (1983) atribui aos retornos anormais do mês de janeiro cerca de metade do prêmio de retorno ajustado ao

risco médio das firmas pequenas em relação às grandes. Isso significa dizer que a relação negativa entre retornos anormais e tamanho da firma se mostrou mais expressiva no mês de janeiro frente aos demais. Keim (1983) evidenciou ainda que mais de 26% do prêmio tamanho da firma advém dos retornos anormais das negociações na primeira semana do ano e cerca de 11% no primeiro dia.

Similar a Keim (1983), Reinganum (1983) também abordou o efeito janeiro sob a perspectiva do fator tamanho da firma. No caso, Reinganum (1983) avança ao avaliar se os efeitos do tamanho em janeiro, descobertos por Keim (1983), estão associados a vendas com perdas de capital, na busca de benefícios fiscais por parte dos investidores. Reinganum (1983) argumenta que, para compensar a tributação que seria devida a partir do ganho de capital proveniente de ativos vencedores, um indivíduo estaria propenso a liquidar posições de ativos com perda de capital. Tal argumento, somado ao prêmio tamanho da firma, fundamenta a análise conduzida por Reinganum (1983).

Embora seus resultados tenham demonstrado maiores retornos das firmas pequenas em janeiro, sobretudo nos primeiros dias do mês, Reinganum (1983) entende que isso não pode ser atribuído somente às práticas de gestão fiscal. O motivo, segundo Reinganum (1983), é que mesmo as ações de firmas pequenas com menor propensão à venda por causas fiscais, isto é, as que foram vencedoras no ano anterior, também tiveram retornos médios superiores no mês de janeiro. Portanto, Reinganum (1983) conclui levantando questões acerca dos motivos pelos quais o efeito janeiro permanece mesmo quando controlado por aspectos fiscais e o porquê desse padrão sazonal estar relacionado ao tamanho das firmas.

Roll (1983) se propôs a tentar explicar o porquê de os retornos serem significativamente superiores na mudança de ano e o motivo de a média dos retornos de firmas pequenas listadas na NYSE e AMEX superar a média do retorno das grandes no primeiro dia de negociação do ano-calendário. Inicialmente, Roll (1983) descartou algumas possíveis causas que poderiam explicar o padrão sazonal, dentre as quais estão os erros de dados, a listagem e deslistagem das companhias e os *outliers*. Em consonância a Reinganum (1983), Roll (1983) sugere que a venda de ativos com retornos negativos ao longo do ano anterior, em função do incentivo fiscal, constitui elemento fortemente associado ao efeito janeiro. Por fim, Roll (1983) acrescenta ainda dois fatores, os custos de transação e a baixa liquidez, pelo fato de impedirem que a arbitragem atue de modo a reduzir a sazonalidade dos retornos no período.

Seyhun (1988) propõe outras duas explicações para o efeito janeiro. A primeira delas é que a existência de retornos superiores observados em janeiro pode ser um reflexo da

sazonalidade na demanda por ações de determinada companhia, e.g., os investidores podem aumentar a procura por certas ações em virtude de incentivos fiscais ou disponibilidade adicional de recursos, tais como recebimento de bônus, ao final do exercício. O segundo ponto trazido por Seyhun (1988) refere-se à assimetria informacional e ao risco. Seyhun (1988) argumenta que informações privilegiadas são prevalentes em períodos próximos à mudança do ano, de modo que há um risco superior nas negociações de ações, sobretudo de firmas pequenas, nessas ocasiões. Assim, os retornos superiores em janeiro caracterizariam uma compensação pelo risco elevado (SEYHUN, 1988).

Uma inovação nas pesquisas sobre o efeito janeiro foi trazida por Kramer (1994). Kramer (1994) incorporou, ao exame do efeito janeiro, eventuais efeitos oriundos de sazonalidades macroeconômicas generalizadas. Kramer (1994) avaliou um conjunto de cinco fatores na relação entre macroeconomia e retornos do mercado, a saber: risco padrão, risco de maturidade, inflação, crescimento do consumo e exposição do mercado de capitais. Os resultados expostos por Kramer (1994) constituem evidências consistentes de que sazonalidades macroeconômicas podem explicar o efeito janeiro, haja vista que o modelo multifatorial empregado não indicou excessos de retornos significativos para suportar a anomalia de calendário.

Com a emergência das finanças comportamentais, as pesquisas passaram a atribuir a ocorrência do efeito janeiro ao comportamento dos indivíduos no mercado de capitais. Anderson, Gerlach e DiTraglia (2007) conduziram uma série de experimentos e, dentre os achados, verificaram que os indivíduos parecem estar inclinados a pagar preços superiores no mês de janeiro. Nesse sentido, Anderson, Gerlach e DiTraglia (2007) afirmam que como os fatores psicológicos não foram suficientes para explicar a anomalia até então, é possível que componentes psicológicos exerçam influência relevante no efeito janeiro.

Ainda sob o enfoque comportamental, Ciccone (2011) afirma que o efeito janeiro pode ser parcialmente explicado por meio da chamada hipótese do otimismo. Para Ciccone (2011), a mudança de ano corresponde a um período em que há renovação do otimismo, sendo assim os investidores estariam propensos a superestimar os preços das ações de firmas com elevados níveis de incerteza no mês. Com o passar do ano, o desempenho das firmas fica abaixo do esperado e, conseqüentemente, desaponta os investidores otimistas. Apesar disso, Ciccone (2011) argumenta que o efeito janeiro persiste mesmo assim, em função da síndrome da falsa esperança, padrão de comportamento observado nos indivíduos que mesmo fracassando em determinada ação tendem a repeti-la em busca de resultados diferentes.

No mercado brasileiro, o efeito janeiro também se faz presente, o que denota aspectos de ineficiência incompatíveis à HME. Torres, Bonomo e Fernandes (2002) identificaram retornos estatisticamente superiores no mês de janeiro a partir de uma carteira cujas ações foram ponderadas proporcionalmente ao valor da firma a que se referem, embora os resultados não tenham persistido quando considerada uma carteira com ponderação igual para as ações de todas as empresas. Com dados de retornos mensais de ações listadas na B3 – Brasil, Bolsa, Balcão, referentes ao período de 1996 a 2013, Potin et al. (2015) evidenciaram o efeito janeiro, sendo que os resultados foram proeminentes nos momentos em que os retornos negativos no mês de dezembro do ano anterior estiveram superiores. Potin et al. (2015) acreditam que, em função disso, a sazonalidade dos retornos no mês de janeiro no mercado brasileiro decorre das práticas de gestão fiscal dos investidores.

Além do mercado de ações, o efeito de janeiro também foi identificado no âmbito dos fundos de investimento brasileiros. Grossi e Malaquias (2020) avaliaram uma amostra composta por 1.010 fundos de investimento em ações nacionais, com dados entre janeiro de 2014 e junho 2018. A partir das evidências encontradas, Grossi e Malaquias (2020) não só observaram a ocorrência de padrões sazonais compatíveis com o efeito janeiro nos fluxos financeiros dos fundos brasileiros, como também verificaram que sua classificação quanto à exclusividade, i.e. fundos exclusivos (cujo patrimônio líquido total é originário de um único cotista) e fundos não exclusivos (cujo patrimônio líquido é pulverizado entre diversos cotistas), constitui fator relevante para a explicação da anomalia de calendário. No caso, em virtude das diferenças inerentes à administração e operacionalização entre essas duas categorias de fundos, os fundos exclusivos não apresentaram padrões sazonais em seus fluxos financeiros.

A despeito de sua relevância no âmbito dos estudos sobre anomalias de calendário, existem evidências contundentes de que o efeito janeiro tem desaparecido ou, pelo menos, reduzido seus efeitos. Gu (2003) observou tendências de queda nos padrões esperados para a sazonalidade tanto em índices compostos por ações de empresas grandes como pequenas, embora para estas os achados tenham sido mais proeminentes. Gu (2003) argumenta que o enfraquecimento do efeito janeiro se dá pela melhora na eficiência de mercado ao longo do tempo. Isso porque os investidores passaram a deter maior conhecimento e experiência, sobretudo com os avanços nas tecnologias da informação e comunicação, os quais proporcionaram informações de melhor qualidade a menores custos, bem como comunicações e execuções de ordens de mercado com maior rapidez.

Em uma revisão da literatura com as palavras-chave *day of the week*, *turn of the month*, *january effect* e *holiday effect*, bem como seus termos correspondentes em português, foram identificadas pesquisas disponíveis nas bases *Web of Science* e *Google Scholar*, publicadas nos últimos vinte anos, que consideraram o efeito janeiro no mercado brasileiro. A escolha pelas bases *Web of Science* e *Google Scholar* se deu pelo fato de contemplarem grande parte dos estudos publicados sobre o tema, de modo que o uso de bases adicionais implicaria em redundância no levantamento, com a seleção de pesquisas em repetição.

Dentre as pesquisas levantadas, apontaram a ocorrência do efeito janeiro no Brasil os trabalhos de Cabello e Ortiz (2004), Famá, Cioffi e Coelho (2008), Potin et al. (2015), Seif, Docherty e Shamsuddin (2017) e Grossi e Malaquias (2020). Por outro lado, resultados contrários à anomalia no cenário nacional foram documentados por Blandón (2011), Carvalho e Malaquias (2012), Rojas e Kristjanpoller (2014) e Singh (2014).

Diante do exposto, ainda que existam evidências de enfraquecimento de seus impactos, em virtude dos diversos estudos citados que documentaram a ocorrência do efeito janeiro, inclusive no mercado de capitais brasileiro, tem-se como hipótese desta tese a seguinte assertiva:

H1a: os retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro estão sujeitos ao efeito janeiro.

Outro padrão sazonal muito conhecido e explorado pela literatura é aquele no qual os retornos das ações se mostram, em média, inferiores em determinado dia, usualmente, na segunda-feira, quando comparados aos demais dias da semana, o qual é denominado de efeito segunda-feira ou efeito dia da semana. French (1980) identificou o efeito dia da semana depois de avaliar os retornos diários das ações que compunham o índice da *Standard & Poor's* no período de 1953 a 1977. Os resultados de French (1980) evidenciaram retornos médios significativamente menores na segunda-feira em relação àqueles observados de terça à quinta-feira. Apesar de limitados, French (1980) cita que seria possível obter potenciais ganhos apenas com o conhecimento desta ineficiência de mercado. Isso porque, se um indivíduo adotasse a estratégia de comprar o índice da *Standard & Poor's* na segunda-feira e vendê-lo na sexta-feira à tarde, desconsiderando os custos de transação, o retorno médio anual gerado seria de 13,4% frente ao retorno de 5,5% caso a posição tivesse sido mantida ao longo de todo o horizonte temporal.

Com o intuito de encontrar explicações para a ocorrência do padrão sazonal dos retornos na segunda-feira, Gibbons e Hess (1981) conduziram testes com retornos diários de ações listadas no S&P500 e em portfólios do *Center for Research in Security Prices* entre julho de 1962 e 1978. Também foram avaliados outros índices de ações e títulos públicos, para fins de robustez. Os resultados indicaram retornos médios negativos e uniformes entre as ações e retornos inferiores para os títulos do tesouro durante às segundas-feiras. Ocorre que, apesar das evidências empíricas documentadas, Gibbons e Hess (1981) não conseguiram comprovar as causas que levaram ao padrão sazonal observado. Diversas possíveis explicações foram examinadas, como iliquidez de determinados ativos, heterocedasticidade, especificidades inerentes aos ativos, prazos de liquidação, dentre outras, porém nenhuma delas se mostrou consistente.

A partir do estudo seminal de French (1980), o efeito dia da semana foi identificado posteriormente em outros mercados. Dubois e Louvet (1996) investigaram o padrão sazonal do dia da semana em onze índices de ações de nove países distintos (Alemanha, Austrália, Canadá, Estados Unidos, França, Hong Kong, Japão, Reino Unido e Suíça) no período de 1969 a 1992. Dos nove países, sete deles apresentaram a ocorrência do efeito dia da semana durante todo o horizonte temporal. Contudo, em dois destes mercados, especificamente Japão e Austrália, a sazonalidade não aconteceu na segunda-feira, mas sim na terça-feira. Nas análises suplementares elaboradas considerando cortes para subperíodos, Dubois e Louvet (1996) verificaram resultados mistos, embora a maioria dos países ainda tiveram a segunda-feira como o dia da semana com menores retornos em média.

O efeito dia da semana também se faz presente nos mercados emergentes. Balaban (1995) forneceu achados empíricos da anomalia na Turquia, a partir da análise de dados de retornos diários no período de janeiro de 1988 a agosto de 1994. Em estudo posterior, cuja amostra envolveu 21 mercados emergentes, Basher e Sadorsky (2006) encontraram fortes evidências de sazonalidades de retorno compatíveis com o efeito dia da semana nos mercados das Filipinas, Paquistão e Taiwan. Em outros países, como Malásia, Tailândia e Turquia, os resultados foram estatisticamente significativos em apenas alguns modelos. A explicação para a divergência encontrada no estudo de Basher e Sadorsky (2006) pode estar na estrutura metodológica adotada. Isso porque foram incluídos fatores de risco condicional e incondicional ao examinar o efeito dia da semana nos retornos diários, elementos estes que, normalmente, não são contemplados nas pesquisas correlatas sobre a temática.

No Brasil, o efeito dia da semana foi extensivamente examinado por Bone e Ribeiro (2002). Bone e Ribeiro (2002) perceberam que o dia da semana constitui elemento relevante

para a predição de retornos da maioria das ações que compõem a carteira teórica do Ibovespa. Contudo, diferentemente das pesquisas anteriores que identificaram sazonalidades de retorno na segunda-feira, Bone e Ribeiro (2002) encontraram diferenciais de retornos na terça-feira em comparação aos demais dias da semana. Este achado divergente foi atribuído a possíveis influências da política do país, ao que Bone e Ribeiro (2002) chamaram de efeito Brasília, pelo fato de terça-feira ser o dia em que haveria efetiva participação parlamentar no Congresso Nacional.

Ainda no contexto brasileiro, porém sob uma perspectiva que leva em consideração índices setoriais e de mercado, Silva, Melo e Pinto (2013) investigaram se os índices IEE, IDX, ITEL, IBVX2 e Ibovespa estão sujeitos à anomalia de calendário do dia da semana. Os resultados indicaram retornos extraordinários estatisticamente significativos nas sextas-feiras (retornos médios positivos) e nas segundas-feiras (retornos médios negativos) para todas as observações diárias dos cinco índices considerados, no período compreendido entre janeiro de 2005 e janeiro de 2009. Silva, Melo e Pinto (2013) também verificaram excesso de retornos positivos nas quartas-feiras para os índices Ibovespa, IBVX2 e IEE e negativos nas quintas-feiras para as carteiras teóricas do ITEL e INDX. Diferentemente de Bone e Ribeiro (2002), Silva, Melo e Pinto (2013) não encontraram retornos anormais no mercado brasileiro às terças-feiras.

Birru (2018) aponta algumas hipóteses que podem justificar a existência do efeito dia da semana. A primeira delas é que as negociações pelos investidores institucionais variam a depender do dia que se tem como referência, resultando em flutuações preditivas dos retornos no decorrer da semana. A segunda hipótese trazida por Birru (2018) tem como fundamento a divulgação de informações sobre a firma. Isso porque, usualmente, os relatórios corporativos são publicados em dias específicos, de modo que as variações nos retornos podem estar atreladas aos dias nos quais notícias positivas ou negativas são anunciadas. Birru (2018) destaca que essa situação também se aplica à divulgação de notícias macroeconômicas, as quais ocorrem em datas determinadas. Por fim, Birru (2018) recorre à psicologia do investidor para justificar o padrão sazonal dos retornos. O fundamento emprestado da psicologia está na alteração de humor dos indivíduos, o qual tende a aumentar a partir da quinta-feira e diminuir na segunda-feira, em razão do fim de semana.

Pesquisas desenvolvidas posteriormente continuam encontrando padrões sazonais de retornos em determinado dia da semana. Por exemplo, Naz et al. (2021) examinaram preços de fechamento diários de três índices de ações da Bolsa de Valores do Paquistão com o objetivo de identificar o efeito dia da semana. No estudo, para a análise dos dados, foram

empregados modelos estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada (GARCH) (1,1), com limiar (TGARCH) e, ainda, exponencial (EGARCH). Os resultados de Naz et al. (2021) confirmaram a presença do efeito dia da semana em todos os índices de mercado considerados, de modo que a sazonalidade se mostrou presente, fundamentalmente, nas segundas e quartas-feiras.

De maneira similar, Hsu et al. (2022) investigaram o efeito dia da semana no mercado taiwanês, porém em *cross-market leveraged exchange-traded funds* (LETFs), os quais constituem fundos, cujos ativos envolvem títulos que simulam o comportamento de índices de mercado e vários outros derivativos financeiros, com o propósito de atingir múltiplos dos retornos de seus ativos subjacentes. Hsu et al. (2022) identificaram o efeito dia da semana em LETFs que acompanhavam os principais índices do mercado chinês, embora os resultados não tenham permanecido para índices de outros países ou mesmo do mercado interno taiwanês. Além disso, Hsu et al. (2022) conduziram simulações que demonstraram a possibilidade de obtenção de retornos superiores em determinadas circunstâncias, a partir do uso de estratégias de negociação que explorem a sazonalidade do dia da semana.

Com base na revisão da literatura conduzida, a partir da busca pelas palavras *day of the week*, *turn of the month*, *january effect* e *holiday effect*, e equivalentes em português, na *Web of Science* e *Google Scholar*, com filtro de período para os últimos vinte anos, verificou-se o efeito dia da semana como a anomalia de calendário mais prevalente nas pesquisas recuperadas que incluíram o mercado brasileiro na amostra. Evidências favoráveis à ocorrência do efeito dia da semana no Brasil foram documentadas por Madureira e Leal (2001), Bone e Ribeiro (2002), Brusa, Liu e Schulman (2003), Cabello e Ortiz (2004), Basher e Sadorsky (2006), Santos et al. (2007), Benetti e Fávero (2008), Choudhary e Choudhary (2008), Fajardo e Pereira (2008), Bampi, Colombo e Barcellos (2009), Mangala e Dhawan (2009), Ceretta e Vieira (2010), Teixeira, Barbosa e Almeida (2010), Blandón (2011), Rodriguez (2012a), Vieira et al. (2012), Mangala e Lohia (2013), Silva, Melo e Pinto (2013), Machado e Cordeiro (2014a), Machado e Cordeiro (2014b), Marques (2014), Rojas e Kristjanpoller (2014), Santana e Trovati (2014), Singh (2014), Soares et al. (2014), Malaquias e Mamede (2015), Miralles-Quirós, Miralles-Quirós e Gonçalves (2016), Mamede e Malaquias (2017), Seif, Docherty e Shamsuddin (2017), Winkelried e Iberico (2017), Zhang, Lai e Lin (2017), Kinateder, Weber e Wagner (2019), Gkillas et al. (2021) e Bassiouny, Kiryakos e Tooma (2023). Em contrapartida, não encontraram indícios do efeito dia da semana os estudos desenvolvidos por Costa Jr. e Ceretta (2000), Famá, Cioffi e Coelho

(2008), Carvalho e Malaquias (2012), Salles (2005), Milach, Kloeckner e Galli (2009), Akbalik e Ozkan (2017) e Salgado, Ramírez e Romero (2019).

Frente às evidências expostas acerca da existência do efeito dia da semana, em especial à concernentes ao mercado interno, enumera-se a seguinte hipótese:

H_{1b}: os retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro estão sujeitos ao efeito dia da semana.

Lakonishok e Smidt (1988) entendem que, tendo como base o efeito dia da semana, no qual padrões sazonais de retorno ocorrem em dias próximos aos finais de semana, período em que não há negociação, as anomalias de calendário poderiam, portanto, se estender a outros momentos anteriores ou posteriores ao fechamento do mercado. Nesse contexto, tem-se o chamado efeito feriado, o qual pressupõe a ocorrência de retornos anormais em dias que antecedem ou sucedem feriados. Ao estudarem as sazonalidades de calendário, Lakonishok e Smidt (1988) encontraram taxa de retorno média diária de 0,22% em dias imediatamente anteriores a feriados, enquanto a média para os dias regulares foi de 0,0094%. Na pesquisa, os retornos positivos na véspera de feriado corresponderam a 63,9%, sendo que os achados se mantiveram os mesmos para diversos recortes temporais (LAKONISHOK; SMIDT, 1988).

Em estudo posterior, Pettengill (1989) percebeu que os retornos dos dias que antecedem os feriados são maiores independentemente do dia da semana, ano ou feriado a que se referem. Por outro lado, os retornos dos dias subsequentes aos feriados apresentam sazonalidade apenas quando ocorrem na sexta-feira. Pettengill (1989) chegou a esses resultados depois de analisar dados de retorno diário de ações de firmas grandes e pequenas no período de julho de 1962 a dezembro de 1986. Dentre as explicações, Pettengill (1989) entende que o efeito feriado pode ser explicado pelo fator tamanho das firmas e pela gestão fiscal, discutida na subseção que discorre acerca do efeito janeiro. Por fim, Pettengill (1989) descartou outros determinantes da anomalia, tais como a existência de eventual efeito fechamento do mercado e aspectos de difusão temporal.

Ariel (1990) destaca a elevada magnitude que o efeito feriado exerce no mercado de capitais. No estudo, a média dos retornos nos dias imediatamente anteriores aos feriados correspondeu a cerca de nove a quatorze vezes a média de retornos dos demais dias. Não obstante, Ariel (1990) demonstra ainda que um terço do retorno de mercado acumulado no período de 1963 a 1982 provém dos dias que precedem os feriados em cada ano. A justificativa exposta por Ariel (1990) é que o efeito feriado advém das decisões de

investimento de agentes específicos do mercado (e.g. fundos de investimento), sugerindo, portanto, a existência de um efeito clientela.

Embora o efeito feriado e demais anomalias de calendário tenham ganhado destaque nas pesquisas em finanças no final da década de 1980 e ao longo dos anos de 1990, no século XXI comportamentos sazonais de retornos continuaram sendo encontrados, especialmente em mercados externos aos EUA. McGuinness (2005) examinou dados de retornos diários provenientes da Bolsa de Valores de Hong Kong em dois recortes temporais. O primeiro, compreendeu um horizonte temporal de dez anos, com início em março de 1995 a fevereiro de 2005. O segundo, de maior amplitude, teve como ano inicial 1975, mantendo-se como final o ano de 2005. Para ambos os períodos, McGuinness (2005) documentou a ocorrência de um efeito calendário proveniente de retornos em dias imediatamente anteriores ao feriado. Diferentemente de Lakonishok e Smidt (1988), cujas discussões apresentadas indicaram uma eventual relação entre os efeitos dia da semana e feriado, McGuinness (2005) mostrou que os retornos pré-feriado permanecem inalterados em termos de significância estatística, independentemente se o modelo contempla ou não variáveis explicativas para o dia da semana.

No mercado brasileiro, os resultados são divergentes em relação à literatura internacional quanto à incidência do efeito feriado sobre os retornos das ações. Pagnani e Olivieri (2004) avaliaram, dentre outros aspectos, anomalias de calendário no mercado de capitais brasileiro, incluindo o efeito feriado. Com base na análise de dados de fechamentos diários da BM&FBovespa no período de 1995 a 2000, Pagnani e Olivieri (2004) não rejeitaram a hipótese nula de que retornos em dias anteriores a feriados não seriam diferentes dos demais dias da semana. Em outras palavras, Pagnani e Olivieri (2004) não identificaram a existência do efeito feriado. Frente a isso, Pagnani e Olivieri (2004) entendem que, no mercado nacional, as anomalias de calendário têm menor importância em comparação às economias internacionais, de modo que sua exploração não implicaria em vantagens na busca pela maximização de retornos.

Fajardo e Pereira (2008) investigaram padrões sazonais de retornos diários do Ibovespa no período compreendido entre janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Dentro deste período, também foram efetuados testes com subamostras referentes a três subperíodos, a saber: i) janeiro de 1995 a dezembro de 1998; ii) janeiro de 1999 a dezembro de 2002; e iii) janeiro de 2003 a dezembro de 2007. Em que pese os achados anteriores da literatura, os quais confirmaram a presença do efeito feriado, Fajardo e Pereira (2008) não encontraram

evidências do efeito feriado no mercado brasileiro para nenhuma das quatro amostras consideradas, nem mesmo para retornos em dias anteriores ou posteriores aos feriados.

Similar a Fajardo e Pereira (2008), Rêgo e Mussa (2008) analisaram os retornos médios diários dos índices Ibovespa e IBrX-100 entre 2002 e 2007. Dentre os resultados, os testes estatísticos indicaram que a média dos retornos diários referentes aos dias imediatamente precedentes a feriados não se mostraram estatisticamente diferentes dos demais dias da semana, sugerindo, portanto, a inexistência do efeito feriado no mercado brasileiro. Apesar disso, as explicações para a divergência dos achados em relação à literatura internacional não foram exploradas. Rêgo e Mussa (2008) reconhecem, inclusive, que seus resultados talvez tenham instigado mais questionamentos do que conclusões acerca da anomalia de calendário no Brasil.

A despeito da robustez dos achados expostos por Pagnani e Olivieri (2004), Fajardo e Pereira (2008) e Rêgo e Mussa (2008), as escolhas metodológicas dessas pesquisas podem ter influenciado nas observações acerca da ocorrência ou não do efeito feriado no mercado de capitais brasileiro. O motivo é que as análises do padrão sazonal nesses estudos foram feitas somente com retornos do Ibovespa ou, quando muito, do IBrX-100. Portanto, não seria possível, a partir de tais pesquisas, identificar anomalias que porventura existissem nos retornos de ações específicas negociadas na B3 – Brasil, Bolsa, Balcão. Tal percepção coaduna com Oliveira (2020), que encontrou retornos anormais entre o pré e pós feriado em 29 das 70 ações mais negociadas da B3.

Embora não tenha abordado todas as ações com dados disponíveis e quatro anomalias de calendário distintas, como propõe este estudo, Oliveira (2020) forneceu amplo e recente panorama acerca das anomalias de calendário no Brasil, ao verificar a existência de vários tipos de sazonalidades de retorno nas 71 ações de maior liquidez negociadas na bolsa brasileira, bem como do Ibovespa, no período de dezembro de 2009 a janeiro de 2020. Especificamente no que concerne ao efeito feriado, Oliveira (2020) observou retornos compatíveis com padrão sazonal em 29 ativos, a partir de modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada (GARCH), e 20 ativos nos modelos estimados pelo MQO. Assim sendo, embora Oliveira (2020), com base na amostra geral, tenha rejeitado a hipótese de que existe efeito feriado no mercado brasileiro, em harmonia com Pagnani e Olivieri (2004), Fajardo e Pereira (2008) e Rêgo e Mussa (2008), seus resultados chamam atenção para o fato de que parcela importante das ações negociadas no país (40,85%) estão sujeitas a padrões sazonais de retorno em dias próximos a feriados.

Na revisão da literatura com as palavras-chave *day of the week*, *turn of the month*, *january effect* e *holiday effect*, e suas variações na língua portuguesa, verificou-se na *Web of Science* e no *Google Scholar*, nos últimos vinte anos, evidências favoráveis ao efeito feriado no mercado brasileiro, a saber: Bone e Ribeiro (2002), Blandón (2011), Rodriguez (2012b), Seif, Docherty e Shamsuddin (2017) e Malaquias et al. (2022). Apesar disso, resultados contrários à anomalia no Brasil foram documentados por Fajardo e Pereira (2008), Rêgo e Mussa (2008), Winkelried e Iberico (2017) e Kinateder, Weber e Wagner (2019).

Frente a isso, somado aos demais achados documentados em estudos anteriores sobre o efeito feriado em mercados internacionais, indica-se como hipótese:

H_{1c}: os retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro estão sujeitos ao efeito feriado.

A quarta e última anomalia de calendário abordada neste estudo é o efeito virada do mês. Ariel (1987) identificou o padrão sazonal de que os retornos médios das ações são positivos no último dia que precede a mudança de um mês e nos primeiros dias do mês subsequente. Para chegar a essa conclusão, Ariel (1987) dividiu os retornos diários em dois grupos para o período entre 1963 e 1981. No primeiro grupo, foram considerados os retornos do último dia de negociação do mês e dos quatro primeiros dias do mês subsequente, enquanto os retornos dos demais dias do mês compuseram o segundo grupo. Ariel (1987) descartou que o efeito virada de mês pudesse estar associado a outras anomalias de calendário, como o efeito janeiro, e atribuiu sua ocorrência a desvios na média da distribuição de retornos na primeira metade dos meses.

Posteriormente, Lakonishok e Smidt (1988) corroboraram os resultados de Ariel (1987) para o efeito virada de mês a partir de uma extensiva amostra de retornos do *Dow Jones Industrial Average*, cujos dados compreenderam o período entre 1897 e 1985. Tal como Ariel (1987), Lakonishok e Smidt (1988) observaram média superior dos retornos ao longo do período de quatro dias que permeia a mudança do mês, sendo que a taxa de aumento média para os quatro dias, isto é, no último dia do mês e nos primeiros três dias do mês subsequente, foi de 0,0612%. Além disso, a frequência de retornos positivos nestes quatro dias foi significativamente superior à verificada para os demais dias do mês. Lakonishok e Smidt (1988) destacam que não há uma única explicação para as anomalias de calendário, mas algumas possibilidades, e.g. momento de negociação de indivíduos informados e não-

informados, estratégias de investimento de especialistas, momento da divulgação de informação, entre outras.

Apesar das diferentes possibilidades, usualmente, o efeito virada de mês é atribuído à prática de *window dressing* e às datas de pagamento. O *window dressing* refere-se ao procedimento no qual os investidores institucionais liquidam suas posições em ativos que não desejam incorporar na divulgação anual de suas carteiras ao final do exercício, de modo a adquiri-los, novamente, no mês ou ano subsequente (BARONE, 1990).

Quanto à hipótese da data de pagamento, esta refere-se ao fato de que os dias que envolvem a virada do mês são aqueles nos quais a maior parte das entidades econômicas possuem obrigações de pagamento (OGDEN, 1990). Essa situação faz com que essas instituições prefiram títulos cuja data de liquidação ocorra no final do mês, a fim de obterem fundos para honrar os compromissos assumidos (OGDEN, 1990). Desta forma, Ogden (1990) argumenta que a relação de oferta e demanda no final do mês para títulos com tais características e o excesso de liquidez afetam os preços e rendimentos, explicando assim a ocorrência do padrão sazonal de retorno na virada de mês.

Kunkel, Compton e Beyer (2003) ampliaram o conhecimento acerca do efeito virada de mês ao incluir outros mercados na análise. Na pesquisa, foram considerados dezenove índices de ações de diferentes países com dados referentes a agosto de 1988 até julho de 2000. Os achados confirmaram o efeito virada de mês em quinze países, cuja soma da capitalização de mercado correspondia a 77% do total mundial em 1998. Kunkel, Compton e Beyer (2003) identificaram que, em média, o retorno do período de quatro dias entre a virada do mês representa mais de 87% do retorno mensal, sugerindo assim que o último dia do mês e os três primeiros dias do mês subsequente são os mais relevantes para a determinação do retorno mensal. Com mais mercados na amostra, especificamente 35 países, McConnell e Xu (2008) suportaram as evidências de Kunkel, Compton e Beyer (2003), uma vez que encontraram indícios do padrão sazonal em 31 países depois da análise de dados de retornos diários ao longo de mais de quinze anos.

A partir de dados de onze economias da Zona do Euro, Vasileiou (2021) conduziu uma ampla análise do efeito virada do mês, desmistificando diversos entendimentos anteriores acerca da anomalia. Os principais resultados expostos por Vasileiou (2021) mostraram que o efeito virada de mês não ocorre nos mesmos dias, isto é, último dia do mês e três primeiros dias do mês subsequente, conforme indica Lakonishok e Smidt (1988), mas variam conforme o grupo de país tido como referência. Similar a Ogden (1990), Vasileiou (2021) atribui a

ocorrência do padrão sazonal ao excesso de liquidez percebido nos dias pertinentes à virada do mês.

Dentre as anomalias de calendário discutidas até o presente momento, o efeito virada do mês é, talvez, a que menos tenha sido explorada no Brasil. Oliveira (2020) estudou cotações diárias das 71 ações mais negociadas da B3 entre as datas de 30/12/2009 a 10/01/2020, com o objetivo de identificar os diferentes padrões sazonais de retorno a que estavam sujeitas, incluindo o efeito virada do mês. No caso, o último dia de um mês e o primeiro dia do mês subsequente foram considerados para designar a virada do mês. Oliveira (2020) encontrou retornos anormais positivos entre o último e o primeiro dia do mês em 13 ativos, nos modelos GARCH, e 9 ativos, nos modelos estimados por MQO. Em virtude da baixa representatividade das ações com retornos sazonais, 18,31% nos modelos GARCH e 12,68%, Oliveira (2020) rejeitou a hipótese de que o efeito virada do mês estaria presente no mercado brasileiro, mesmo a anomalia tendo sido identificada em algumas poucas ações.

A revisão da literatura conduzida, com os termos *day of the week*, *turn of the month*, *january effect* e *holiday effect*, assim como as respectivas correspondências em português, na *Web of Science* e no *Google Scholar*, identificou poucos artigos publicados nos últimos vinte anos que contemplaram o efeito virada de mês no Brasil. Dentre as pesquisas levantadas, evidenciaram a ocorrência da anomalia no mercado brasileiro apenas os estudos de Bampi, Colombo e Barcellos (2009) e Kinatader, Weber e Wagner (2019), enquanto Kunkel, Compton e Beyer (2003), Winkelried e Iberico (2017) e Singh, Bhattacharjee e Kumar (2021) apresentaram achados contrários. Apesar disso, como observado por Oliveira (2020), há indícios de ações de firmas brasileiras com retornos sazonais compatíveis ao efeito virada de mês, ainda que em pequena quantidade, motivo pelo qual tem-se a hipótese:

H_{id}: os retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro estão sujeitos ao efeito virada do mês.

2.3. Relação entre investidores institucionais e anomalias de calendário

Pesquisas anteriores sugerem que as anomalias de calendário estão associadas às transações e preferências dos investidores institucionais no mercado. Eakins e Sewell (1993) atribuem a existência do efeito janeiro à preferência dos investidores institucionais por ações de firmas de grande porte e à concentração da propriedade das firmas pequenas pelos investidores individuais. O motivo é que, em relação aos institucionais, os investidores

individuais estão mais propensos a vender ações com perdas, a fim de reduzir o ganho de capital e, por consequência, obter deduções fiscais. Como os investidores institucionais investem em grandes empresas e, geralmente, estão menos preocupados com questões fiscais, apenas as ações de empresas pequenas, com parcela significativa da propriedade nas mãos de investidores individuais, exibem recuperação de preços no mês de janeiro (EAKINS; SEWELL, 1993).

Ocorre que, a despeito de aspectos fiscais, outros motivos podem levar os investidores institucionais a venderem ações com perdas ao final do ano e recomprá-las no início do ano subsequente, contribuindo assim para o efeito janeiro. Um exemplo é a prática de *window dressing*, na qual os gestores de fundos liquidam, oportunamente, posições em ações com mau desempenho com o intuito de divulgar portfólios compostos apenas com ativos positivos. Lakonishok et al. (1991) identificaram a estratégia de *window dressing* em uma amostra composta por 769 fundos de pensão, as quais envolveram a compra de ações com baixo desempenho e venda de ações com desempenhos extremos, tanto positivos como negativos. Em estudo anterior com dados diários ao longo de 90 anos, Lakonishok e Smidt (1988) verificaram padrões sazonais no *Dow Jones Industrial Average* nas viradas de semana, mês, ano e feriados, explicados pelo *window dressing*.

Recentemente, a prática de *window dressing* foi documentada nos fundos de investimento em ações do mercado brasileiro. Marques, Sampaio e Silva (2020) examinaram dados de 375 fundos de ações com gestão ativa entre os anos de 2010 e 2016 mediante as técnicas de diferença de retornos reversos, diferença entre *rankings* e análise de resíduos. Para os três procedimentos metodológicos empregados, os resultados confirmaram práticas consistentes com o *window dressing* nos fundos de investimento brasileiros, sobretudo por aqueles administrados por entidades menores e cujo desempenho foi inferior ao Ibovespa. Marques, Sampaio e Silva (2020) atribuem os achados à discricionariedade superior na estratégia de investimento que os fundos pequenos normalmente possuem em relação aos grandes.

Frente às duas principais hipóteses que justificam a ocorrência do efeito janeiro, nomeadamente as vendas com prejuízo fiscal (REINGANUM, 1983) e a prática de *window dressing* (LAKONISHOK; SMIDT, 1988), Lee e Lee (2003) examinaram o efeito da propriedade institucional por fundos de investimento imobiliário como forma de identificar qual das suposições se aplica melhor ao mercado imobiliário. As evidências indicaram que o excesso de retornos no mês de janeiro em relação aos demais meses do ano diminuiu com o

nível de envolvimento institucional, o que se mostra consistente à conjectura da venda de ativos com perdas para obtenção de benefícios fiscais.

Sias e Starks (1995) afirmam que os padrões de volume negociado e retorno observados no efeito dia da semana advêm do comportamento dos investidores institucionais no mercado. O argumento principal é que os investidores institucionais tendem a evitar negociações na segunda-feira, uma vez que, normalmente, utilizam o dia para traçar o planejamento estratégico a ser implementado no decorrer da semana, levando assim a uma redução no volume de títulos negociados no mercado. Outro motivo que faz com que os investidores institucionais evitem negociações na segunda-feira diz respeito à assimetria informacional, haja vista que informações privilegiadas são obtidas em qualquer dia, incluindo finais de semana, ao passo que a publicização das informações ocorre em dias úteis (SIAS; STARKS, 1995).

Por outro lado, Kling (2005) entende que os investidores institucionais, ao explorarem o efeito sazonal do dia da semana na busca por retornos extraordinários, contribuem para a eficiência de mercado e, por consequência, minimizam os impactos da própria anomalia de calendário. Para Kling (2005), o efeito dia da semana tende a se dissipar pelo fato de os investidores institucionais estarem atentos aos movimentos dos preços passados e com isso, e em conjunto com mecanismos que facilitam a arbitragem, tais como os instrumentos derivativos, conseguem prever melhor os retornos futuros. Kling (2005) demonstra ainda que uma simples estratégia de negociação, como por exemplo comprar na segunda-feira e vender na sexta-feira antes da queda dos preços, já se mostra suficiente para obter benefícios advindos da anomalia, bem com atenuar seus efeitos no mercado.

Malaquias e Mamede (2015) argumentam que o comportamento de investimento dos gestores de fundos, em certos casos, pode impactar na ocorrência de determinado padrão sazonal nos retornos. Um exemplo citado envolve os vieses comportamentais dos gestores. Malaquias e Mamede (2015) citam que os gestores, em momentos de crise, tendem a liquidar posições inoportunamente, a fim de obter recursos para cobrir as solicitações de resgate, comuns nos períodos de incerteza. Tal situação implicaria em retornos inferiores e, por consequência, reforçaria padrões sazonais como o efeito segunda-feira. Em estudo posterior, Mamede e Malaquias (2017) destacaram que o conhecimento acerca das anomalias de calendário representa uma oportunidade de geração de valor para fundos de gestão ativa, uma vez que essa informação é pública e de baixo custo, podendo assim ser explorada facilmente nas estratégias de investimento.

Kenourgios e Samios (2021) afirmam que os fundos de investimento proporcionam aos investidores a gestão profissional e o acesso à ampla gama de ativos, elementos estes que, dificilmente, seriam obtidos individualmente. Não obstante, Kenourgios e Samios (2021) mencionam ainda que os gestores dos fundos, a partir de suas habilidades, diversificam e selecionam os ativos para os portfólios mirando retornos acima do mercado e redução do risco. Diante de tais considerações, seria esperado que os fundos de investimento aproveitassem do conhecimento acerca das anomalias de calendário para auferir ganhos extraordinários, porém não parece ser o caso. Kenourgios e Samios (2021), apesar de identificarem a existência do efeito halloween no mercado europeu (padrão sazonal em que os retornos nos meses de novembro a abril se mostram superiores aos de maio a outubro), verificaram que os fundos de investimento parecem desconsiderá-lo nas estratégias de investimento.

Edelen, Ince e Kadlec (2016) investigaram a relação entre investidores institucionais e os retornos anormais das ações, a partir de uma perspectiva que envolve a precificação e gestão dos ativos. Edelen, Ince e Kadlec (2016) partiram da hipótese das instituições sofisticadas, a qual pressupõe que os agentes exploram anormalidades na previsibilidade dos retornos em suas transações de mercado. Apesar disso, Edelen, Ince e Kadlec (2016) encontraram evidências de que os investidores institucionais mantêm ações supervalorizadas e com retornos negativos, o que contraria as prescrições teóricas para exploração das anormalidades de retorno. Dentre as explicações para os resultados contrários à literatura, Edelen, Ince e Kadlec (2016) citam vieses comportamentais e, principalmente, conflitos de agência com implicações para a tomada de risco, turnover excessivo nos portfólios e negociação de títulos tendo como base critérios de reputação em vez de performance.

De maneira similar, Zhong (2022) verificou que os investidores institucionais na Austrália parecem não explorar anomalias de retorno, as quais são amplamente conhecidas, como oportunidades para obtenção de retornos superiores. Zhong (2022) considerou onze variáveis que a literatura indicou estarem associadas a retornos anormais, nomeadamente *book-to-market ratio*, tamanho, crescimento, iliquidez, retorno diário máximo do mês anterior, *momentum*, rentabilidade, *turnover*, beta, e as volatilidades total e idiossincrática. Depois de analisar as negociações dos investidores institucionais como forma de identificar variações na demanda por ações supervalorizadas ou desvalorizadas, Zhong (2022) percebeu que as operações no mercado dessas entidades são incompatíveis às estratégias de investimento previstas para exploração de anormalidades de retorno.

Lee et al. (2020) utilizam a teoria da agência como fundamento para explicar o porquê de os fundos de investimento não adotarem estratégias alinhadas à exploração de anormalidades de retornos. O principal argumento utilizado é que os gestores de fundos tendem a manter ações sobrevalorizadas e muitos ativos sob sua gestão, ainda que isso implique em renunciar ganhos adicionais, com o intuito de maximizar as taxas administração que incidem sobre tais fatores. Lee et al. (2020) comprovaram empiricamente sua conjectura a partir de modelos de regressão com dados empilhados, cujas variáveis dependentes foram *proxies* para os custos de agência. Disto, Lee et al. (2020) concluem que, embora os investidores apliquem recursos nos fundos de investimento em busca de retornos extraordinários advindos das habilidades dos gestores, o que ocorre é que os gestores de fundos não superam os retornos usuais do mercado em virtude dos problemas de agência existentes na operação.

Com o objetivo de identificar o efeito virada de mês, bem como se os investidores individuais, institucionais e estrangeiros estão atentos à anomalia de calendário, Lee e Kim (2022) examinaram dados de retorno diário, volume negociado e negociação dos investidores, provenientes do mercado sul-coreano. Apesar de terem documentado a ocorrência do padrão sazonal nos retornos, Lee e Kim (2022) não encontraram indícios de maior volume negociado, seja de compra ou venda de ações, por parte de investidores individuais e institucionais em períodos concernentes à virada do mês. Por outro lado, os resultados mostraram que investidores estrangeiros negociaram mais ações em dias compatíveis com a anomalia de calendário, sugerindo eventual exploração desta ineficiência de mercado na Coreia do Sul.

Diante de todo o exposto, percebe-se na literatura uma lacuna concernente às reações dos fundos de investimento quanto às anomalias de calendário, isto é, se são consideradas, de fato, como oportunidades para obtenção de excesso de retorno. Por um lado, pesquisas sugerem que o conhecimento de ineficiências no mercado poderia ser aproveitado por investidores institucionais, tidos como sofisticados e com maior habilidade, na busca por melhor desempenho (FANG; KEMPF; TRAPP, 2014; EDELEN; INCE; KADLEC, 2016; MAMEDE; MALAQUIAS, 2017). Por outro lado, estudos demonstram que, pelo menos no que concerne às anormalidades de retorno, os fundos de investimento se mostram alheios a estratégias que possam explorá-las (EDELEN; INCE; KADLEC, 2016; LEE et al., 2020; ZHONG, 2022).

Frente ao exposto, têm-se as seguintes hipóteses:

H2a: os fundos de investimento que aparentam explorar o efeito janeiro obtêm desempenho superior em relação aos demais;

H2b: os fundos de investimento que aparentam explorar o efeito dia da semana obtêm desempenho superior em relação aos demais;

H2c: os fundos de investimento que aparentam explorar o efeito virada de mês obtêm desempenho superior em relação aos demais;

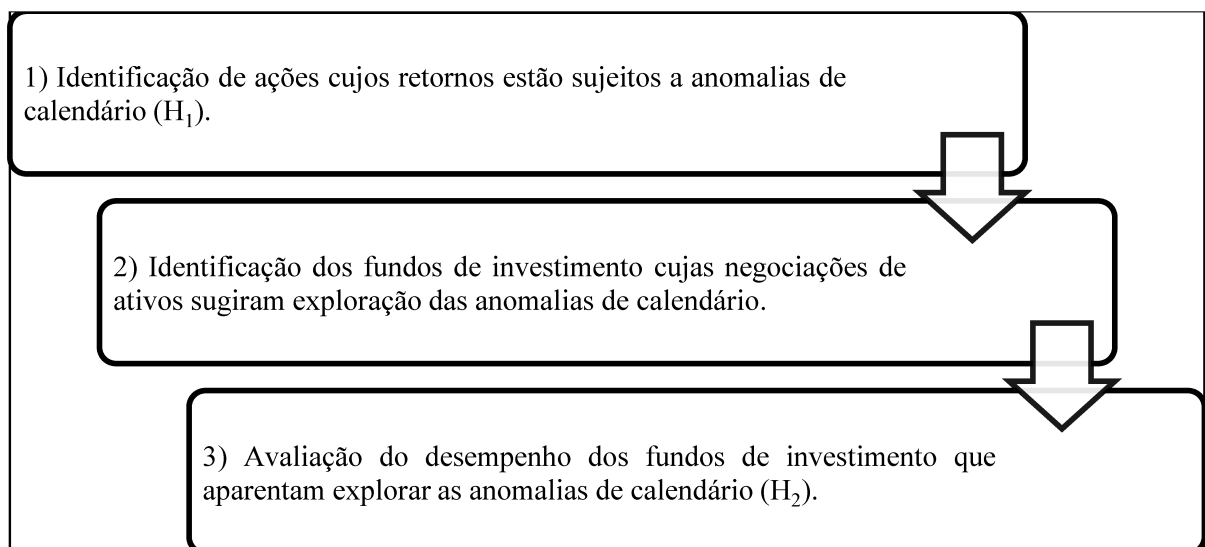
H2d: os fundos de investimento que aparentam explorar o efeito feriado obtêm desempenho superior em relação aos demais.

3. METODOLOGIA

3.1. Amostra e dados

O objetivo geral deste estudo consiste em investigar a performance ajustada ao risco dos fundos de investimento em ações brasileiros, a fim de identificar eventual exploração estratégica das anomalias de calendário com vistas à obtenção de retornos extraordinários. Contudo, para que isso seja viável, antes se faz necessário verificar se as ações negociadas no mercado de capitais brasileiro apresentam retornos sazonais, em conformidade ao conjunto de hipóteses H_1 . Somente após verificar as ações cujos retornos estão sujeitos às anomalias de calendário é que se torna possível avaliar o desempenho dos fundos de investimento que exploram as sazonalidades de retorno, a partir das negociações desses ativos e a rotatividade das carteiras dos fundos, nos termos indicados no grupo de hipóteses H_2 . A Figura 1 apresenta o desenho da pesquisa.

Figura 1 – Desenho da pesquisa



Fonte: Elaboração própria.

Diante da Figura 1, considerando os dois grupos de hipóteses para os objetivos específicos distintos, este estudo envolve duas amostras. A primeira delas refere-se à análise dos dados de retornos históricos das ações negociadas no mercado de capitais brasileiro, com vistas à identificação de eventuais sazonalidades de retorno, inclusive com cortes por características das firmas e regiões. Por seu turno, a segunda amostra compreende a análise da performance ajustada ao risco dos fundos de investimento em ações brasileiros.

Sendo assim, a primeira amostra foi composta por dados de preço diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 – Brasil, Bolsa, Balcão, no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. O ano de 2005 como período inicial se deu em virtude da disponibilidade de dados detalhados referentes à composição das carteiras dos fundos. Por sua vez, o ano de 2023 como período final foi definido pelo fato de ser o último ano com dados disponíveis até o momento da coleta. A amostra contou com 669 ações distintas, as quais totalizaram 1.411.255 observações ao longo de todo o período amostral.

Deve-se mencionar que, pelo fato de considerar todas as ações com dados disponíveis, a amostra contemplou ativos com características distintas, tais como ações com diferentes níveis de liquidez, por exemplo. Desta forma, a fim de tentar isolar aspectos concernentes às características das firmas na investigação das anomalias de calendário, foram conduzidas análises com recortes para aspectos como tamanho, rentabilidade, *book-to-market*, liquidez, regionalidade e período, as quais serão detalhadas na subseção seguinte, que versa sobre os procedimentos empregados na análise dos padrões sazonais.

A segunda amostra foi composta por todos os fundos de ações brasileiros com dados disponíveis no período de 2005 a 2023, inclusive aqueles que deixaram de existir em algum momento ou foram iniciados após o ano de 2005. A escolha do período ocorreu pelas razões expostas anteriormente, quando da definição do período amostral para a seleção dos dados de preço diário das ações listadas na B3. Essa segunda amostra, composta pelos fundos, contou com cerca de 7.147 fundos de investimento brasileiros no período entre 2005 e 2023.

Os dados foram coletados das bases Economatica e Refinitiv Eikon, bem como de entidades como a Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e a Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (ANBIMA), os quais foram utilizados para estimar as variáveis que compõem este trabalho. Salienta-se que o banco de dados empregado neste estudo advém dos projetos de pesquisa coordenados pelo Prof. Dr. Rodrigo Fernandes Malaquias, registrados no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq (Projeto CNPq 303660/2019-8 -Modalidade: PQ, Edital 06/2019 – CNPq) e na Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais – FAPEMIG (Projeto FAPEMIG APQ-02071-22, Edital 001/2022 de Demanda Universal).

3.2. Procedimentos empregados na análise dos padrões sazonais

Para investigar a existência de padrões sazonais nos retornos, especificamente o efeito janeiro, o efeito dia da semana, o efeito feriado e o efeito virada de mês, foram considerados

os retornos diários das ações individuais no decorrer do período amostral, os quais foram calculados a partir da Equação 1.

$$r_t = \ln \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} \right) \quad (1)$$

Em que:

r_t = é o retorno diário da ação na data t ;

p_t = é o preço da ação no fechamento em t ;

p_{t-1} = é o preço da ação no fechamento na data $t-1$;

O uso do logaritmo natural dos retornos constitui abordagem amplamente aceita nas pesquisas em finanças, pelo fato de tornar a distribuição dos dados mais simétrica e próxima à normal, requerimento este exigido em boa parte das análises estatísticas multivariadas (ANDRÁS, 2018). Além disso, o logaritmo natural dos retornos minimiza as tendências de longo prazo observadas nos preços dos ativos, contribuindo assim para suavizar problemas decorrentes da heterocedasticidade (ANDRÁS, 2018).

No que concerne às variáveis para as anomalias de calendário, foram estabelecidas quatro variáveis *dummies* correspondentes a cada uma das anomalias de calendário examinadas. As *dummies* assumem valor de 0 ou 1 como forma de identificar a característica qualitativa de interesse (FÁVERO; BELFIORE, 2017). Logo, a representação algébrica para a investigação das sazonalidades no retorno das ações negociadas no mercado de capitais brasileiro é dada pela Equação 2, no que tange à expressão da média condicional.

$$r_{i,t} = \alpha + \varphi_1 r_{i,t-1} + \theta_1 \varepsilon_{i,t-1} + \beta_1 D_{jan} + \beta_2 D_{seg} + \beta_3 D_{fer} + \beta_4 D_{vdm} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Em que:

r_t = é o retorno diário da ação i no período t observado;

φ_1 = é coeficiente autorregressivo (AR) de ordem 1;

θ_1 = é o coeficiente de média-móvel (MA) de ordem 1;

D_{jan} = é a *dummy* para o efeito janeiro, na qual atribuiu-se valor 1 para observações de retorno no mês de janeiro, e valor 0 caso contrário;

D_{seg} = é a *dummy* para o efeito dia da semana, na qual atribuiu-se valor 1 para observações de retorno na segunda-feira, e valor 0 caso contrário;

D_{fer} = é a *dummy* para o efeito feriado, na qual atribuiu-se valor 1 para observações de retorno em dias anteriores a feriados, e valor 0 caso contrário;

D_{vdm} = é a *dummy* para o efeito virada do mês, na qual atribuiu-se valor 1 para observações de retorno no último dia do mês e nos primeiros três dias do mês subsequente, e valor 0 caso contrário;

Por fim, α identifica o intercepto, β_n são os coeficientes; ε_i o termo de erro.

A equação da variância condicional está expressa na Equação 3.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

Em que:

σ_t^2 = é a variância condicional da série no período t observado;

ω = é a constante da variância condicional;

ε_{t-1}^2 = é o termo de heterocedasticidade condicional autorregressiva;

σ_{t-1}^2 = é o termo de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada

Por fim, α e β são os coeficientes.

Tendo em vista que os preços dos ativos financeiros, normalmente, estão sujeitos a uma condição chamada de aglomeração de volatilidade, que se refere ao comportamento no qual são observadas elevadas variações em um período seguido por outro com relativa estabilidade (POON, 2005; GUJARATI; PORTER, 2009), a análise das sazonalidades de retorno foi feita por meio de modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada ARMA(1,1)-GARCH(1,1). Os modelos ARCH e GARCH são os indicados para capturar as alternâncias na volatilidade ao longo do tempo (POON, 2005; GUJARATI; PORTER, 2009).

Para viabilizar análises adicionais dos padrões sazonais de retorno, foram estabelecidos recortes por setores (21 grupos de setor), regiões (Centro-Oeste, Nordeste, Norte, Sudeste e Sul, bem como as Unidades da Federação), características das firmas (tamanho, rentabilidade, *book-to-market* e liquidez) e ano (2005 a 2022). Os critérios

empregados para os diferentes recortes foram explicitados nas respectivas tabelas com os resultados.

3.3. Procedimentos empregados na análise da performance dos fundos

De posse das ações de companhias brasileiras cujos retornos seguiram padrão sazonal, procedeu-se com a análise das carteiras dos fundos, a fim de identificar aqueles que apresentaram maiores níveis de negociação nas ações mais expostas às anomalias de calendário, ou seja, fundos que, presumidamente, exploraram sazonalidades de retorno. Desta forma, foram estabelecidas, como variáveis independentes de interesse, medidas relativas de alocação na carteira dos fundos em ações sujeitas a anomalias de calendário, na forma exposta na Equação 4.

$$Aloc_{it} = \frac{(C_{ijt} + V_{ijt})}{PL_{it}} \quad (4)$$

Em que:

$Aloc_i$ = representa o índice de alocação em ações sujeitas às anomalias de calendário pelo fundo i no mês t ;

C_{ij} = representa o volume de compras da ação j , sujeita às anomalias de calendário, pelo fundo i no mês t ;

V_{ij} = representa o volume de vendas da ação j , sujeita às anomalias de calendário, pelo fundo i no mês t ;

PL_i = representa o patrimônio líquido do fundo i no mês t .

A opção por um índice de alocação que contempla tanto as compras como as vendas de ações, em vez da posição final das carteiras nos períodos examinados, se deu por constituir-se em métrica que melhor reflete o volume negociado pelos fundos nos ativos sujeitos às sazonalidades de retorno. Isso porque, tendo como base um fundo que explore determinada anomalia de calendário, é de se esperar que este mantenha negociações de compra e venda ao longo do tempo, a partir da informação sobre o padrão de retorno. Kling (2005) argumenta que, no caso do efeito dia da semana, uma das maneiras de obter benefícios advindos da anomalia consiste na simples estratégia de comprar o ativo na segunda-feira, a preços em tese menores, e vendê-lo na sexta-feira.

Com base no índice de alocação exposto na Equação 4, foram estabelecidas as quatro variáveis independentes de interesse que mensuram o volume de negociações dos fundos em ações sujeitas às respectivas anomalias de calendário contempladas nesta pesquisa, a saber:

- i) *Aloc. Seg.*: mensurada pelo total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito dia da semana, dividido pelo patrimônio líquido do fundo, calculado a cada mês;
- ii) *Aloc. Vdm.*: mensurada pelo total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito virada do mês, dividido pelo patrimônio líquido do fundo, calculado a cada mês;
- iii) *Aloc. Fer.*: mensurada pelo total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito feriado, dividido pelo patrimônio líquido do fundo, calculado a cada mês;
- iv) *Aloc. Jan.*: mensurada pelo total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito janeiro, dividido pelo patrimônio líquido do fundo, calculado a cada mês.

Para fins de robustez, os testes foram realizados novamente com dois critérios de corte na amostra de fundos. O primeiro refere-se à remoção de fundos com patrimônio líquido inferior a 5 milhões de reais ou com idade abaixo de 2 anos, a fim de evitar o viés de incubação (EVANS, 2010). A segunda exclusão refere-se aos fundos fechados para captações.

Além disso, medidas alternativas das variáveis independentes de interesse foram consideradas. A cada ano, para cada fundo com pelo menos 120 observações de retorno diário, foi estimado um modelo de regressão contendo as *dummies* para as quatro anomalias de calendário, bem como variáveis para os três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997) obtidos do Núcleo de Economia Financeira (NEFIN) da Universidade de São Paulo (USP) (<https://nefin.com.br/>) em 14 de dezembro de 2023, tendo como variável dependente o retorno do fundo menos a taxa livre de risco. A representação genérica do modelo é dada pela Equação 5, que foi estimada para cada um dos fundos da amostra.

$$r_i - r_f = \alpha + \beta_1 D_{jan} + \beta_2 D_{seg} + \beta_3 D_{fer} + \beta_4 D_{vdm} + \beta_5 (r_m - r_f) + \beta_6 SMB + \beta_7 HML + \beta_8 MOM + \varepsilon_i \quad (5)$$

Em que:

r_i = é o retorno diário do fundo i no período observado;

r_f = é a taxa livre de risco, correspondente ao *swap* DI 30 dias;

D_{jan} = é a *dummy* para o efeito janeiro, na qual atribuiu-se valor 1 para observações de retorno no mês de janeiro, e valor 0 caso contrário;

D_{seg} = é a *dummy* para o efeito dia da semana, na qual atribuiu-se valor 1 para observações de retorno na segunda-feira, e valor 0 caso contrário;

D_{fer} = é a *dummy* para o efeito feriado, na qual atribuiu-se valor 1 para observações de retorno em dias anteriores a feriados, e valor 0 caso contrário;

D_{vdm} = é a *dummy* para o efeito virada do mês, na qual atribuiu-se valor 1 para observações de retorno no último dia do mês nos primeiros três dias do mês subsequente, e valor 0 caso contrário;

$(r_m - r_f)$ = é o fator prêmio pelo risco;

SMB = é o fator *small minus big*;

HML = é o fator *high minus low*;

MOM = é o fator *momentum (up minus down)*;

Por fim, α identifica o intercepto, β_n são os coeficientes; ε_i o termo de erro.

A partir dos modelos estimados, avaliando-se os coeficientes obtidos para as quatro *dummies* de anomalias, torna-se possível identificar fundos que, aparentemente, obtiveram retornos superiores alinhados com os padrões sazonais estudados, conforme Equação 5. Com isso, foram estabelecidos três grupos alternativos de variáveis independentes de interesse. Essas novas variáveis independentes foram, então, criadas com base nos coeficientes obtidos para a Equação 5 estimada para cada fundo da amostra. As variáveis com notação (D), descritas a seguir, constituem *dummies* que receberam valor 1 para os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para as anomalias de calendário em modelos com controles para os três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997). Por sua vez, as variáveis com notação (E) representam os coeficientes desses modelos para as respectivas *dummies* de sazonalidade. Por último, a notação (R) diz respeito às variáveis *dummies* com valor 1 para fundos com coeficientes positivos para as anomalias de calendário, porém em modelos sem controles para os fatores de Fama e French (1993) e Carhart (1997).

Diante disso, as variáveis independentes de interesse nos testes de robustez foram identificadas da seguinte forma:

a.i) Aloc. Seg. (D): *dummy* que identifica os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para o efeito dia da semana, com nível de significância de 10%;

a.ii) Aloc. Vdm. (D): *dummy* que identifica os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para o efeito virada de mês, com nível de significância de 10%;

a.iii) Aloc. Fer. (D): *dummy* que identifica os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para o efeito feriado, com nível de significância de 10%;

a.iv) Aloc. Jan. (D): *dummy* que identifica os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para o efeito janeiro, com nível de significância de 10%.

b.i) Aloc. Seg. (E): coeficiente para a variável *dummy* referente ao efeito dia da semana, resultante da Equação 5 aplicada ao respectivo fundo, com nível de significância de 10%;

b.ii) Aloc. Vdm. (E): coeficiente para a variável *dummy* referente ao efeito virada de mês, resultante da Equação 5 aplicada ao respectivo fundo, com nível de significância de 10%;

b.iii) Aloc. Fer. (E): coeficiente para a variável *dummy* referente ao efeito feriado, resultante da Equação 5 aplicada ao respectivo fundo, com nível de significância de 10%;

b.iv) Aloc. Jan. (E): coeficiente para a variável *dummy* referente ao efeito janeiro, resultante da Equação 5 aplicada ao respectivo fundo, com nível de significância de 10%.

c.i) Aloc. Seg. (R): *dummy* que identifica os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para o efeito dia da semana em modelos sem controles, com nível de significância de 10%;

c.ii) Aloc. Vdm. (R): *dummy* que identifica os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para o efeito virada de mês em modelos sem controles, com nível de significância de 10%;

c.iii) Aloc. Fer. (R): *dummy* que identifica os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para o efeito feriado em modelos sem controles, com nível de significância de 10%;

c.iv) Aloc. Jan. (R): *dummy* que identifica os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para o efeito janeiro em modelos sem controles, com nível de significância de 10%.

A performance ajustada ao risco constituiu a variável dependente dos modelos, sendo mensurada pelo alfa de Jensen (1968). O cálculo do alfa de Jensen foi feito para cada mês existente no período compreendido entre janeiro de 2005 a abril de 2023, considerando dados diários. Foram considerados somente fundos que apresentaram pelo menos 18 observações de

retorno diário nos respectivos meses, para o cálculo do alfa de Jensen. O *benchmark* considerado para o retorno de mercado foi o Ibovespa.

Para a taxa livre de risco diária, considerou-se o *swap* DI 30 dias, conforme indicado por Vieira et al. (2017). Segundo Assaf Neto (2014), as taxas DI são amplamente empregadas como taxa livre de risco no mercado financeiro nacional, pois estão lastreadas em Certificados de Depósitos Interfinanceiros (CDI), os quais refletem as expectativas do mercado em relação ao custo do dinheiro. Além disso, como as taxas DI são aplicadas na transferência diária de recursos entre as instituições financeiras, tornam-se mais adequadas para aplicação neste estudo, cujo foco está nos retornos diários.

Pesquisas anteriores empregaram o alfa de Jensen para mensurar a performance de fundos de investimento brasileiros, tais como Silva e Iquiapaza (2017), Borges Júnior e Malaquias (2019) e Bossan e Pimentel (2022). A expressão representativa do cálculo do alfa de Jensen está indicada na Equação 6.

$$\alpha_i = r_i - [r_f + \beta(r_m - r_f)] \quad (6)$$

Em que:

α_i = alfa de Jensen do fundo i no período observado;

r_i = retorno do fundo i no período observado;

r_f = retorno da taxa livre de risco no período observado;

β = coeficiente beta;

r_m = *benchmark* da taxa de retorno de mercado.

Além do alfa de Jensen como métrica de performance ajustada ao risco, foram estimados modelos tendo o índice de Sharpe como variável dependente. De modo análogo, o índice de Sharpe também foi calculado para cada mês do período amostral. O índice de Sharpe representa medida amplamente empregada para mensuração do retorno ajustado ao risco. Os estudos de Borges Júnior e Malaquias (2019) e Teles et al. (2022) são alguns exemplos de pesquisas anteriores com fundos de ações brasileiros que fizeram uso do índice de Sharpe. A Equação 7 explicita sua fórmula de cálculo.

$$s_i = \frac{r_i - r_f}{\sigma_i} \quad (7)$$

Em que:

s_i = índice de Sharpe do fundo i no período observado;

r_i = retorno do fundo i no período observado;

r_f = retorno da taxa livre de risco no período observado;

σ_i = desvio padrão dos retornos do fundo i .

Para fins de robustez, variações nas métricas de performance ajustada ao risco foram empregadas. A primeira delas envolveu a periodicidade dos dados. Em vez dos dados diários considerados mensalmente, foram estimados modelos com o alfa de Jensen e o índice de Sharpe calculados a cada ano para fundos com pelo menos 120 observações de retorno diário no respectivo ano. Outra variação refere-se à exclusão das observações com prêmio pelo risco negativo, uma vez que geram distorções na classificação dos fundos em termos de desempenho (TELES et al, 2022), embora a obtenção de prêmios negativos caracterize uma possibilidade ao se trabalhar com retornos históricos em vez de retornos esperados.

Foram ainda estabelecidas variáveis de controle para as características dos fundos que estudos anteriores demonstraram exercer efeito significativo sobre seu desempenho. A primeira delas foi a *proxy* para o tamanho do fundo (Tam), obtida a partir do logaritmo natural do patrimônio líquido do fundo no início de cada mês, conforme Equação 8.

$$Tam = \ln (PL) \quad (8)$$

Em que:

Tam = variável de controle representativa do tamanho do fundo;

$\ln$ = logaritmo natural;

PL = patrimônio líquido do fundo no início de cada mês.

O tamanho do fundo caracteriza variável amplamente empregada como controle em modelos que fazem inferência acerca do desempenho de fundos de investimento brasileiros, sendo observado nos estudos de Malaquias e Borges Júnior (2019), Silva, Santos e Iquiapaza (2022), Bossan e Pimental (2022) e Noguchi, Bortoluzzo e Araujo (2023).

A segunda variável de controle empregada foi a captação líquida (Cap), calculada a cada mês a partir da razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros recebidos pelo fundo) e o patrimônio líquido do fundo, conforme Equação 9.

$$Cap = \frac{(A - R)}{PL} \quad (9)$$

Em que:

Cap = variável de controle representativa da captação líquida;

A = aportes do fundo no mês;

R = resgates do fundo no mês;

PL = patrimônio líquido do fundo no início de cada mês.

A despeito de ser característica pouco explorada nos estudos (TAVARES; PENEDO, 2022), a captação líquida foi considerada em algumas pesquisas prévias que envolveram a performance dos fundos brasileiros, dentre as quais destacam-se as de Malaquias et al. (2016), Fernandes, Fonseca e Iquiapaza (2018) e Cavalcante Filho, De Losso e Santos (2021).

Outra característica pouco explorada nos estudos brasileiros sobre desempenho em fundos de investimento é o *turnover* das carteiras (SILVA; ROMA; IQUIAPAZA, 2020). Silva, Roma e Iquiapaza (2020) encontraram uma relação positiva e estatisticamente significativa entre a rotatividade das carteiras e o desempenho dos fundos de ações, o que os levou a concluir que os gestores dos fundos se aproveitam das conjunturas de mercado, incrementando a quantidade de negociações na busca por performance superior. Desta forma, utilizou-se a rotatividade das carteiras (Rot) como variável de controle. A rotatividade foi calculada a cada mês mediante a razão entre o total de compras e vendas realizadas pelo fundo em ações e o patrimônio líquido do fundo ao final do mês, conforme Equação 10.

$$Rot = \frac{(C + V)}{PL} \quad (10)$$

Em que:

Rot = variável de controle representativa da rotatividade das carteiras;

C = total de compras de ações realizadas pelo fundo no mês;

V = total de vendas de ações realizadas pelo fundo no mês;

PL = patrimônio líquido do fundo no início de cada mês;

Dentre as modalidades de fundos de investimento, há particularidades concernentes aos fundos de investimento em cotas, que são fundos que aplicam parte de seus recursos na aquisição de cotas de outros fundos em vez de adquirir ativos diretamente. Borges Júnior e Malaquias (2018) observaram que os fundos de cotas possuem melhores indicadores de

performance ajustada ao risco quando comparados aos fundos tradicionais. Em razão disso, foi incluída como controle nos modelos estimados nesta pesquisa uma variável *dummy* (*FIC*) que recebeu valor 1 para fundos de cotas e valor 0 para os demais casos. Além de Borges Júnior e Malaquias (2018), controles para fundos de cotas foram observados em Guimarães e Malaquias (2023) e Malaquias e Hernandez Júnior (2023).

Por fim, a última variável de controle para as características dos fundos contemplada nos modelos foi uma *dummy* que identifica com valor 1 os fundos exclusivos (*Excl*). Os fundos exclusivos são aqueles nos quais há a possibilidade de que seu patrimônio total advenha de apenas um único cotista (GROSSI; MALAQUIAS, 2020). A escolha por essa variável se deu em virtude das diferenças documentadas na literatura para esse tipo de fundo em relação aos demais, em especial os aspectos relacionados ao desempenho. Chen e Malaquias (2018) argumentam que a performance dos fundos exclusivos tende a superar os fundos tradicionais pelo fato de os gestores dos fundos estarem mais inclinados a priorizar o interesse dos cotistas exclusivos.

As variáveis mencionadas foram analisadas por meio de modelos de regressão linear com dados em painel. Como houve *missing values* para determinados fundos em certos anos, o banco de dados caracteriza-se em painel desbalanceado. Os modelos estimados incluíram um vetor de *dummies* para controle por ano, embora tenha sido removido posteriormente em decorrência do diagnóstico de multicolinearidade. Além disso, incluiu-se ainda o desempenho defasado do fundo como controle. A expressão representativa dos modelos estimados é dada pela Equação 11.

$$PERFO_{it} = \alpha + \beta_1 PERFO_{i,t-1} + \beta_m SAZON_{it} + \beta_n CONTROL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Em que $PERFO_{it}$ corresponde às variáveis que mensuram o retorno ajustado ao risco do fundo i no mês t ; $SAZON_{it}$ refere-se às variáveis que identificam os fundos de investimento que, presumidamente, exploraram anomalias de calendário; $CONTROL_{it}$ diz respeito às variáveis de controle; α e β correspondem aos coeficientes da constante e das variáveis independentes, respectivamente; ε_{it} o termo de erro idiossincrático, variando de modo aleatório para o fundo i no mês t .

Os modelos foram estimados com efeitos fixos, uma vez que foi a recomendação observada a partir dos resultados do teste de Hausman, realizado em alguns dos modelos

iniciais. Barros et al. (2020) argumentam que um dos casos particulares nas pesquisas em finanças corporativas é a existência de endogeneidade decorrente da correlação entre alguma variável explicativa e a heterogeneidade não observada (i.e. efeitos específicos do indivíduo i não incluídos no modelo). Em situações dessa natureza, Barros et al. (2020) demonstraram que os estimadores baseados nos mínimos quadrados ordinários e nos efeitos aleatórios tornam-se substancialmente enviesados, enquanto o estimador com efeitos fixos obtém melhor desempenho, embora também apresente problemas nos casos de endogeneidade advinda de outras fontes.

Por fim, deve-se mencionar que, para corrigir eventuais problemas decorrentes da heterocedasticidade, os modelos foram estimados com erros-padrão robustos. Os *outliers* foram tratados mediante procedimento *winsorize* ao limite de 2%, somente para a variável dependente e para as variáveis independentes de interesse. Para diagnosticar eventuais problemas de multicolinearidade, empregou-se o fator de inflação da variância (VIF).

4. RESULTADOS

4.1. Identificação das anomalias de calendário no mercado brasileiro

As estatísticas descritivas para a variável de retorno, discriminada pelo dia da semana, estão exibidas na Tabela 1.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas do retorno diário das ações nos dias da semana

Dia	Obs.	Média	D.P.	Mín.	Máx.
Segunda	280.308	-0,0014	0,0753	-10,6225	9,1232
Terça	281.570	0,0001	0,0651	-5,8623	8,8498
Quarta	288.511	0,0004	0,0701	-6,1769	10,1200
Quinta	282.442	0,0002	0,0639	-6,5612	8,5341
Sexta	278.424	0,0014	0,0678	-4,9088	9,2092

Notas: Obs.: observações; D.P.: desvio-padrão; Mín.: valor mínimo observado; Máx.: valor máximo observado. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

Fonte: elaboração própria.

Observa-se na Tabela 1 que a média do retorno diário das ações na segunda-feira foi a menor em relação aos demais dias da semana (-0,14%), no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. Por sua vez, os retornos diários da sexta-feira foram aqueles com maior média (0,14%). Para os demais dias, isto é, terça, quarta e quinta-feira, a média do retorno diário ficou entre 0,01% e 0,04%. Quanto à dispersão dos retornos da amostra, o comportamento foi, de certo modo, similar para todos os dias da semana, uma vez que o valor do desvio-padrão se mostrou próximo de 0,065, exceto na segunda-feira, dia com maior dispersão verificada (0,075). Esses resultados, embora ainda descritivos, sugerem uma possível existência do efeito dia da semana no mercado de capitais brasileiro.

Os achados indicados na Tabela 1 se mostram condizentes com a literatura prévia sobre a temática. French (1980) documentou retornos diários médios menores na segunda-feira frente aos demais dias da semana, ao analisar os ativos subjacentes ao índice da *Standard & Poor's*. Nesse sentido, French (1980) mencionou que a estratégia de adquirir um ativo na segunda-feira com o objetivo de liquidá-lo na sexta, a fim de explorar a sazonalidade do dia da semana, poderia implicar em ganhos anormais. Do mesmo modo, Silva, Melo e Pinto (2013) já haviam registrado a ocorrência de retornos extraordinários negativos na segunda-feira e positivos na sexta-feira no mercado de capitais brasileiro.

A Tabela 2 também apresenta as estatísticas descritivas do retorno diário das ações, porém, desta vez, tendo como base os meses do ano.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas do retorno diário das ações nos meses do ano

Mês	Obs.	Média	D.P.	Mín.	Máx.
Jan.	121.458	-0,0006	0,1160	-10,6225	10,1200
Fev.	109.171	0,0002	0,0750	-4,5835	9,2092
Mar.	126.695	-0,0009	0,0633	-4,8740	4,9416
Abr.	117.234	0,0017	0,0752	-4,2756	9,0752
Mai.	118.121	0,0002	0,0670	-5,8623	7,6603
Jun.	114.786	0,0001	0,0683	-6,5612	8,8498
Jul.	119.928	0,0014	0,0610	-4,2781	5,0155
Ago.	125.060	-0,0002	0,0530	-2,7418	5,6095
Set.	116.479	-0,0008	0,0479	-1,5046	3,0917
Out.	120.592	-0,0002	0,0624	-3,7633	6,5339
Nov.	109.667	-0,0003	0,0509	-2,7706	3,7826
Dez.	112.064	0,0015	0,0542	-2,8797	4,1644

Notas: Obs.: observações; D.P.: desvio-padrão; Mín.: valor mínimo observado; Máx.: valor máximo observado. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

Fonte: elaboração própria.

Observa-se na Tabela 2 que, dentre os meses do ano, os retornos diários do mês de janeiro não tiveram média superior frente aos demais (-0,06%). Os meses de abril (0,17%), julho (0,14%) e dezembro (0,15%) apresentaram valores médios superiores para o retorno diário em relação aos outros meses. As menores médias de retorno diário foram verificadas nos meses de janeiro (-0,06%), março (-0,09%) e setembro (-0,08%). No que diz respeito à dispersão dos valores, os retornos diários de janeiro exibiram maior desvio-padrão (0,116), seguidos por fevereiro (0,075) e abril (0,075). Para todos os demais meses, o desvio-padrão dos retornos diários ficou abaixo de 0,070. Nesta análise descritiva inicial, a menor média dos retornos diários em janeiro contraria o resultado esperado para a anomalia, sugerindo seu enfraquecimento, em consonância aos debates trazidos por Gu (2003).

Como forma de examinar, especificamente, se a diferença de médias nos retornos diários é significativa estatisticamente, foram conduzidos testes *t* de diferença de médias dos retornos divididos em dois grupos, isto é, retornos que estariam sujeitos à determinada anomalia de calendário em relação aos demais. É oportuno ressaltar que esses testes são complementares à análise descritiva que está sendo realizada, de modo que o teste das

hipóteses será realizado com base em um modelo de séries temporais, a ser descrito no decorrer desta seção. A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes t de diferença de média.

Tabela 3 – Testes t de diferença entre médias dos grupos de calendário

Grupos	Obs.	Média	D.P.	t	sig.
Seg. = 0	1.130.947	0,00052	0,00006	13,024	0,0000
Seg. = 1	280.308	-0,00137	0,00014		
Jan. = 0	1.289.797	0,00022	0,00005	4,184	0,0000
Jan. = 1	121.458	-0,00064	0,00033		
Fer. = 0	1.348.055	0,00001	0,00006	-10,396	0,0000
Fer. = 1	63.200	0,00291	0,00029		
Vdm. = 0	1.135.106	-0,00005	0,00006	-6,748	0,0000
Vdm. = 1	276.149	0,00093	0,00015		

Notas: Jan.: dias do mês de janeiro; Seg.: dias de segunda-feira; Fer.: dias anteriores a feriados; Vdm.: último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte. Obs.: observações; D.P.: desvio-padrão; sig.: significância estatística. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 – Brasil, Bolsa, Balcão, no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

Fonte: elaboração própria.

Para as sazonalidades de retorno na segunda-feira, véspera de feriado e dias ao redor da virada do mês, os resultados da Tabela 3 reforçam os achados encontrados na Tabela 1 e na Tabela 2. Isso porque a média dos retornos diários na segunda-feira foi de -0,137% frente ao valor de 0,052% para os demais dias de semana, portanto, em conformidade ao esperado no caso de existência do efeito dia da semana. De maneira similar, as médias dos retornos diários nos dias imediatamente anteriores a feriados e próximos à virada do mês se mostraram maiores quando comparadas às demais médias de retornos diários, caracterizando, assim, comportamento compatível com os efeitos feriado e virada do mês. Por outro lado, a média dos retornos diários nos meses de janeiro (-0,064%) foi inferior ao valor obtido para as demais observações (0,022%), sugerindo a inexistência de padrões sazonais de retornos advindos do efeito janeiro.

No que tange aos testes de diferença de médias, a diferença na média dos retornos diários sob influência de sazonalidades em janeiro, nas segundas-feiras, nas vésperas de feriado e nos dias que envolvem a virada do mês, em comparação ao valor médio correspondente aos dias não sujeitos a essas anomalias de calendário, se mostrou estatisticamente significativa ao nível de 1%. Isso significa dizer que, em média, os retornos diários do último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte, bem como dos dias

anteriores a feriados, são maiores que os dos demais dias. Do mesmo modo, os retornos diários na segunda-feira e nos meses de janeiro são, em média, inferiores.

Com o intuito de atingir o objetivo específico de examinar os dados de retornos históricos das ações negociadas no mercado de capitais brasileiro, na busca por eventuais padrões sazonais, foram estimados modelos ARCH/GARCH para as séries temporais dos retornos diários por ação. As variáveis independentes de interesse constituíram-se em *dummies* para os efeitos janeiro (meses de janeiro), dia da semana (dias da semana correspondentes às segundas-feiras), feriado (dias imediatamente anteriores a feriados) e virada de mês (dias correspondentes ao último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte).

Posteriormente, a fim de operacionalizar a descrição dos resultados, os coeficientes obtidos após estimar os modelos ARCH/GARCH serviram de base para estabelecer novas variáveis *dummies* para cada anomalia de calendário identificada nos modelos estimados. No caso do efeito dia da semana (Seg.), atribuiu-se valor 1 para as ações com coeficientes negativos e estatisticamente significativos referentes ao padrão sazonal dentro do período analisado. Por seu turno, para os efeitos janeiro (Jan.), feriado (Fer.) e virada de mês (Vdm.), os coeficientes positivos e significativos no período para as respectivas variáveis de anomalia nos modelos foram aqueles que receberam valor 1.

A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis *dummies* de identificação das anomalias de calendário nos retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro. Os valores entre parênteses indicam os resultados em modelos separados que consideraram as *dummies* individualmente.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas para as anomalias de calendário

Variável	Obs.	Média	D. P.	Mín.	Máx.
Seg.	669 (687)	0,2750 (0,2969)	0,4469 (0,4572)	0,0000 (0,0000)	1,0000 (1,0000)
Jan.	669 (671)	0,1540 (0,1207)	0,3612 (0,3260)	0,0000 (0,0000)	1,0000 (1,0000)
Fer.	669 (693)	0,2691 (0,2799)	0,4438 (0,4493)	0,0000 (0,0000)	1,0000 (1,0000)
Vdm.	669 (677)	0,2706 (0,2733)	0,4446 (0,4460)	0,0000 (0,0000)	1,0000 (1,0000)

Notas: Obs.: observações; D. P.: desvio padrão; Mín.: valor mínimo; Máx.: valor máximo; Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que, nos modelos de séries temporais estimados, apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que, nos modelos de séries temporais estimados, apresentaram coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%,

5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que, nos modelos de séries temporais estimados, apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que, nos modelos de séries temporais estimados, apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. Os valores entre parênteses indicam os resultados em modelos separados que consideraram as *dummies* individualmente. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

Fonte: elaboração própria.

Os resultados da Tabela 4, especificamente os expostos na coluna das médias, mostram que a anomalia de calendário mais prevalente nos retornos das ações de companhias brasileiras foi o efeito dia da semana, observado em 27,5% dos ativos que compõem a amostra. Em seguida, com percentual próximo, aparecem os efeitos virada de mês e feriado, verificados em 27,06% e 26,91% das ações, respectivamente. Para o efeito janeiro, em que pese ter sido o padrão sazonal menos observado nos retornos, ainda assim se fez presente em 15,40% das ações. Os achados foram similares em modelos que levaram em consideração as variáveis *dummies* para cada uma das anomalias separadamente.

Diante do exposto, ainda que apenas em parte dos ativos, os achados evidenciados na Tabela 4 permitem inferir que os retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro estão sujeitos às anomalias de calendário, em consonância ao grupo de hipóteses **H1**. Anteriormente, Oliveira (2020) já havia documentado a ocorrência de anomalias de calendário em parte das ações negociadas na B3, embora seus resultados não tenham permitido asseverar a existência de padrões sazonais de retornos no mercado brasileiro como um todo.

Tendo em vista que das 669 ações examinadas, em 104 delas (15,40%) verificou-se relação positiva e estatisticamente significativa entre a variável *dummy* para o mês de janeiro e o retorno diário, pode-se corroborar a hipótese **H1a**, de que os retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro estão sujeitos ao efeito janeiro, ainda que não aplicável a todos os ativos da amostra. Rozeff e Kinney Jr. (1976), precursores da identificação dessa anomalia de calendário, encontraram maior média de retorno mensal no mês de janeiro durante o período de 1904 a 1974. Do mesmo modo, os resultados estão harmônicos às evidências expostas por Potin et al. (2015), com dados de retornos mensais do mercado brasileiro entre 1996 e 2013.

No que tange aos testes para o efeito dia da semana, os resultados demonstraram a ocorrência da anomalia de calendário de modo mais contundente do que evidenciado para o efeito janeiro. No caso do efeito dia da semana, 184 ações do total de 669 exibiram retornos anormais negativos e estatisticamente significativos na segunda-feira. Desta forma, confirma-

se a hipótese **H1b**, a qual supõe que os retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro estão sujeitos ao efeito dia da semana. Cabe mencionar que, embora o efeito dia da semana seja caracterizado por padrões sazonais de retorno em dias específicos da semana (BIRRU, 2018), seu comportamento usual consiste em retornos médios inferiores na segunda-feira (FRENCH, 1980), tal como identificado nesta pesquisa.

Dentre as anomalias de calendário consideradas, o efeito feriado foi a terceira com maior quantidade de ações que demonstraram retornos sazonais significativos estatisticamente. Do total de 669 ações analisadas, em 180 verificou-se influência significativa positiva dos dias antecedentes a feriados no retorno diário de valores mobiliários brasileiros. Portanto, existem evidências que suportam a hipótese **H1c**, de que os retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro estão sujeitos ao efeito feriado. Lakonishok e Smidt (1988), dentre os retornos em véspera de feriado analisados no mercado norte-americano, verificaram valores positivos em 63,9% das observações. No Brasil, Oliveira (2020) documentou padrões sazonais de retorno em dias próximos a feriados em 40,9% das ações examinadas. Diante disso, os resultados obtidos nesta pesquisa estão em convergência aos encontrados nos estudos anteriores que documentaram a ocorrência do efeito feriado nos mercados de capitais.

Por fim, no que se refere à última anomalia de calendário abordada, os modelos estimados possibilitam afirmar que os retornos de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro estão sujeitos ao efeito virada do mês, confirmando, assim, a hipótese **H1d**. Para 181 ações, do total de 669, a *dummy* que identifica o último dia do mês e os três primeiros dias do mês seguinte foi significativa para explicar variações no retorno diário. As primeiras evidências documentadas acerca dessa sazonalidade foram encontradas por Ariel (1987), ao identificar retornos médios superiores no último dia que precede a mudança de mês, bem como nos primeiros dias do mês seguinte. Esse comportamento nos retornos foi comprovado em outros países por Kunkel, Compton e Beyer (2003). No Brasil, Oliveira (2020) documentou a existência de ações com retornos sujeitos ao efeito virada do mês.

Com o intuito de compreender as características das firmas cujas ações apresentaram comportamentos sazonais nos retornos, conduziu-se a análise das anomalias de calendário, tal como apresentado na Tabela 4, porém com recortes para os setores. Para isso, as 669 ações foram agrupadas em 20 setores da base Economatica, a saber: agro e pesca (10), alimentos e bebidas (27), comércio (46), construção (39), eletroeletrônicos (12), energia elétrica (86), finanças e seguros (72), fundos (1), minerais não metálicos (6), mineração (9), máquinas industriais (9), papel e celulose (12), petróleo e gás (21), química (25), siderurgia e metalurgia

(35), software e dados (14), telecomunicações (28), têxtil (37), serviços de transporte (27) e veículos e peças (27). Adicionalmente, as companhias de setores que não se encaixaram em nenhuma dessas categorias, foram incluídas em outros (125). Houve *missing value* para a classificação de setor de uma firma.

A Tabela 5 apresenta os percentuais de ações sujeitas a cada uma das anomalias examinadas (efeitos dia da semana, janeiro, feriado e virada de mês), discriminados por setor.

Tabela 5 – Anomalias de calendário discriminadas por setor

Setor	Obs.	Seg.	Jan.	Fer.	Vdm.
Agro e Pesca	10	20,00%	30,00%	40,00%	30,00%
Alimentos e Beb.	27	25,93%	11,11%	22,22%	40,74%
Comércio	46	30,43%	13,04%	19,57%	30,43%
Construção	39	38,46%	12,82%	41,03%	38,46%
Eletroeletrônicos	12	8,33%	16,67%	25,00%	25,00%
Energia Elétrica	86	24,42%	13,95%	31,40%	26,74%
Finanças e Seguros	72	30,56%	19,44%	20,83%	22,22%
Fundos	1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Minerais não Met.	6	0,00%	33,33%	50,00%	16,67%
Mineração	9	33,33%	33,33%	33,33%	33,33%
Máquinas Indust.	9	11,11%	33,33%	22,22%	44,44%
Outros	125	29,60%	12,00%	27,20%	21,60%
Papel e Celulose	12	0,00%	16,67%	25,00%	50,00%
Petróleo e Gás	21	28,57%	9,52%	19,05%	14,29%
Química	25	20,00%	8,00%	36,00%	28,00%
Siderur. e Metalur.	35	14,29%	17,14%	14,29%	51,43%
Software e Dados	14	50,00%	0,00%	14,29%	14,29%
Telecomunicações	28	32,14%	25,00%	10,71%	25,00%
Têxtil	37	27,03%	29,73%	27,03%	18,92%
Transporte Serv.	27	40,74%	11,11%	40,74%	29,63%
Veículos e peças	27	29,63%	7,41%	40,74%	11,11%
-	1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Total	669	27,50%	15,40%	26,91%	27,06%

Notas: Obs.: observações; Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que, nos modelos de séries temporais estimados, apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que, nos modelos de séries temporais estimados, apresentaram coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que, nos modelos de séries temporais estimados, apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que, nos modelos de séries temporais estimados, apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

Fonte: elaboração própria.

Os resultados expostos na Tabela 5 indicam que as anomalias de calendário são mais prevalentes em ações de determinados setores. O efeito dia da semana, por exemplo, foi identificado em maior parte nas ações de companhias que operam nos setores de software e dados (50,0%), serviços de transporte (40,7%), construção (38,5%), mineração (33,3%) e telecomunicações (32,1%). Por outro lado, os setores com menor frequência relativa na ocorrência dessa anomalia foram papel e celulose (0,0%), minerais não metálicos (0,0%), fundos (0,0%) e eletroeletrônicos (8,3%).

Interessante pontuar que, ao se observar os percentuais de ocorrência para o efeito janeiro, os setores com predomínio da anomalia diferem daqueles verificados para o dia da semana. O padrão sazonal de janeiro foi preponderante nas ações de empresas atuantes nos ramos da mineração (33,3%), máquinas industriais (33,3%), minerais não metálicos (33,3%), agro e pesca (30,0%) e têxtil (29,7%). Os setores com menor ocorrência relativa do efeito janeiro foram software e dados (0,0%), veículos e peças (7,4%), química (8,0%) e petróleo e gás (9,5%).

No caso do efeito feriado, dois setores dentre aqueles com maior percentual de ações sujeitas à sazonalidade de retornos foram coincidentes aos observados para o efeito janeiro, a saber: minerais não metálicos (50,0%) e agro e pesca (40,0%). Outros setores com os maiores percentuais de ações nas quais foi identificado o efeito feriado foram construção (41,0%), serviços de transporte (40,7%) e veículos e peças (40,7%). Em contrapartida, as atividades de fundos (0,0%), telecomunicações (10,7%), software e dados (14,3%) e siderurgia e metalurgia (14,3%) foram aquelas com menor presença relativa de retornos estatisticamente significativos compatíveis ao efeito feriado.

Por fim, o efeito virada do mês se mostrou prevalente nos setores de siderurgia e metalurgia (51,4%), papel e celulose (50,0%), máquinas industriais (22,2%), alimentos e bebidas (40,7%) e construção (38,5%). De modo similar ao apurado para o efeito janeiro, os menores percentuais de ocorrência do efeito virada do mês foram encontrados nas indústrias de fundos (0,0%), veículos e peças (11,1%), software e dados (14,29%) e petróleo e gás (14,29%). Apesar das semelhanças nos padrões observados nos resultados dos recortes por setor, cabe a ressalva de que a quantidade de ações em cada categoria de setor pode ter influenciado os achados.

Segundo Tadeipalli e Jain (2018) não é possível estabelecer explicações universais para a ocorrência das sazonalidades de retorno. Isso porque as evidências documentadas na literatura variam a depender do mercado examinado. Por exemplo, Tadeipalli e Jain (2018) mencionam que embora tenha sido identificada a persistência dos padrões sazonais em

mercados emergentes, nas economias desenvolvidas há achados que denotam o contrário, isto é, o enfraquecimento de anomalias de calendário conhecidas. Tal situação leva a crer que a compreensão desse tipo de ineficiência de mercado envolve a análise de componentes regionais.

Sendo assim, como forma de abordar os aspectos regionais no âmbito das discussões acerca das anomalias de calendário, de modo similar ao que foi feito para a análise por setores, exposta na Tabela 5, foram efetuados recortes a partir das regiões e Unidades da Federação nas quais as companhias da amostra estão sediadas. Deve-se apontar que a escolha por regiões e estados da Federação se deu em virtude do escopo desta pesquisa, o qual consiste em examinar os padrões sazonais de retorno no Brasil. Além disso, entende-se que a análise regional das anomalias de calendário no contexto de um mesmo país representa um avanço, uma vez que os debates nesse sentido têm como foco economias distintas, conforme afirmações de Tadeipalli e Jain (2018).

A Tabela 6 reporta os resultados referentes aos percentuais de ações que exibiram padrões sazonais de retorno compatíveis aos efeitos dia da semana, janeiro, feriado e virada de mês segregados por região do Brasil.

Tabela 6 – Anomalias de calendário com recortes por região do Brasil

Região	Obs.	Seg.	Jan.	Fer.	Vdm.
Não Ident.	221	0,2308	0,1448	0,2579	0,2941
Centro-Oeste	14	0,5000	0,2857	0,2143	0,1429
Nordeste	37	0,1892	0,1081	0,2703	0,2703
Norte	5	0,0000	0,0000	0,6000	0,0000
Sudeste	316	0,3228	0,1582	0,2816	0,2563
Sul	76	0,2237	0,1711	0,2368	0,3026

Notas: Obs.: observações; Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

Fonte: elaboração própria.

Verifica-se na Tabela 6 que houve preponderância de determinadas anomalias de calendário a depender da região observada. Os padrões sazonais do dia da semana e do efeito janeiro foram verificados em grande parte nos ativos correspondentes a firmas sediadas no Centro-Oeste, com percentuais de 50,0% e 28,6%, respectivamente. No que tange ao efeito

feriado, o destaque em termos percentuais foi na região Norte, com porcentagem de 60% das ações. Por fim, o efeito virada de mês se mostrou prevalente na região Sul, com percentual de 30,3%.

Esses achados corroboram o entendimento de que a divergência na determinação das anomalias de calendário entre os mercados pode decorrer de aspectos regionais. Patel e Sewell (2015) e Tadeipalli e Jain (2018) atribuem as diversas perspectivas do efeito calendário nos mercados de capitais às características das respectivas economias a que se referem, em especial seu grau de desenvolvimento. Apesar disso, cabe a ressalva de que esses resultados devem ser considerados de maneira cautelosa, uma vez que o número de observações varia substancialmente entre as regiões brasileiras. Por exemplo, a região Norte teve somente cinco observações, valor este muito inferior ao verificado no Sudeste, de 316 observações.

De modo semelhante à Tabela 6, como forma de ampliar as discussões sobre regionalidade, foram feitas divisões nas observações a partir das Unidades da Federação, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.

Tabela 7 – Anomalias de calendário com recortes por Unidade da Federação

UF	Obs.	Seg.	Jan.	Fer.	Vdm.
Não Ident.	221	0,2308	0,1448	0,2579	0,2941
Amazonas	1	0,0000	0,0000	1,0000	0,0000
Bahia	17	0,1765	0,1176	0,1765	0,2353
Ceará	7	0,0000	0,0000	0,4286	0,4286
Distrito Federal	10	0,4000	0,3000	0,2000	0,2000
Espírito Santo	4	0,5000	0,5000	0,5000	0,5000
Goiás	2	0,5000	0,5000	0,5000	0,0000
Maranhão	4	0,5000	0,2500	0,2500	0,2500
Mato Grosso	2	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Minas Gerais	34	0,2353	0,1471	0,3529	0,1765
Paraná	14	0,1429	0,2143	0,5714	0,3571
Pará	4	0,0000	0,0000	0,5000	0,0000
Pernambuco	2	0,0000	0,5000	0,5000	0,0000
Rio Grande do Norte	5	0,2000	0,0000	0,2000	0,2000
Rio Grande do Sul	35	0,2286	0,1429	0,2000	0,3143
Rio de Janeiro	63	0,3492	0,1746	0,2222	0,2698
Santa Catarina	27	0,2593	0,1852	0,1111	0,2593
Sergipe	2	0,5000	0,0000	0,5000	0,5000
São Paulo	215	0,3256	0,1488	0,2837	0,2605

Notas: Obs.: observações; Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que

apresentaram coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

Fonte: elaboração própria.

Percebe-se na Tabela 7 que alguns estados apresentaram número de observações muito baixo para a existência de anomalias de calendário nos ativos subjacentes às companhias neles localizadas. Alguns exemplos são os estados do Amazonas, Goiás, Mato Grosso, Pernambuco e Sergipe, com no máximo duas observações cada. Casos dessa natureza inviabilizam inferências acerca dos resultados, uma vez que seria forçoso dizer, por exemplo, que as ações de firmas localizadas no Amazonas se mostram propensas ao efeito feriado, em vista do número irrisório de apenas uma observação verificado.

Por outro lado, para os estados que tiveram número maior de observações, nota-se um padrão que, talvez, explique os resultados dos recortes por região, mostrados na Tabela 6. Isso porque estados de uma mesma região demonstraram percentuais de ações com padrões sazonais de retorno similares nas diferentes anomalias de calendário examinadas. Cita-se os estados de São Paulo e Rio Janeiro, cujos respectivos percentuais foram de 32,6% e 34,9% para o efeito dia da semana, 14,9% e 17,5% para o efeito janeiro, 28,4% e 22,2% para o efeito feriado e 26,1% e 27,0% para o efeito virada de mês.

A partir dos recortes regionais conduzidos, expostos na Tabela 6 e na Tabela 7, pode-se ainda inferir aspectos acerca da região na qual a UFU exerce maior influência, especificamente as mesorregiões do Triângulo Mineiro, Alto Paranaíba, sul de Goiás e leste do Mato Grosso do Sul, no que concerne à temática abordada neste trabalho. Percebe-se baixo quantitativo de ações provenientes de empresas sediadas nos estados de Goiás (2) e Mato Grosso do Sul (0) que se mostraram sujeitas às sazonalidades de retorno. Diferentemente do que aparenta, tal condição não se traduz, necessariamente, em eficiência na negociação desses ativos no mercado de capitais, mas sim na pequena quantidade de empresas sediadas na região que estão listadas em bolsa.

Segundo Bomfim, Santos e Pimenta Júnior (2007) o acesso ao mercado de capitais por parte das empresas no Brasil, visando a abertura de capital, é fundamental para a obtenção de recursos, expansão das atividades e valorização dos negócios, sobretudo em um cenário com altas taxas de juros e carência de fontes de financiamento, característico da economia nacional. Por sua vez, ainda no contexto brasileiro, Steffen e Zanini (2012) afirmam que o mercado de capitais representa fonte chave de financiamento externo para as empresas,

especialmente na conjuntura do século XXI, marcada pela competitividade e necessidade de crescimento.

Com base nos achados e nas discussões trazidas por Bomfim, Santos e Pimenta Júnior (2007) e Steffen e Zanini (2012), entende-se que as limitações no acesso ao mercado de capitais pelas empresas da região podem implicar em restrição ao seu crescimento, bem como ao desenvolvimento econômico local. Isso reforça a necessidade de pesquisas futuras, especialmente as conduzidas no âmbito do PPGAdm da UFU, as quais levam em conta as particularidades regionais, fornecerem evidências adicionais nesse sentido, haja vista que o escopo desta tese, em relação às firmas sediadas na região, limitou-se a identificar os padrões sazonais nos retornos de suas ações subjacentes

Além dos recortes por região, foram conduzidas ainda análises com outros recortes para as variáveis tamanho, rentabilidade, *book-to-market ratio* e liquidez em bolsa, com o propósito de verificar se determinada característica da firma pressupõe maior percentual de anomalias de calendário observadas. Para a análise do componente tamanho, as ações foram classificadas em três categorias a partir da média do ativo total no período de 2005 a 2022. A categoria “Pequenas” foi composta por ações das empresas com os 30% menores valores, enquanto as classes “Médias” e “Grandes” abarcaram os percentuais de 40% e 30%, respectivamente.

A Tabela 8 apresenta os percentuais de ações sujeitas às anomalias de calendário examinadas nas três categorias estabelecidas a partir da média do ativo total.

Tabela 8 – Anomalias de calendário com recortes por tamanho da firma

Tamanho	Obs.	Seg.	Jan.	Fer.	Vdm.
Pequenas	132	0,2576	0,1894	0,2424	0,2121
Médias	263	0,2852	0,1521	0,2928	0,2548
Grandes	271	0,2768	0,1402	0,2583	0,3137

Notas: Obs.: observações; Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. As observações foram classificadas em três categorias, conforme média do ativo total no período de 2005 a 2022: Pequenas (30% menores), Grandes (30% maiores) e Médias (as 40% na faixa intermediária).

Fonte: elaboração própria.

Os resultados expostos na Tabela 8 indicam que a frequência relativa de ações com retornos compatíveis aos padrões sazonais do dia da semana, janeiro, feriado e virada de mês se mostra similar para cada um dos recortes de tamanho considerados. Isso sugere que os retornos de ações subjacentes à determinada firma podem apresentar comportamento anômalo com base no calendário, independentemente de seu tamanho. O efeito dia da semana foi observado em 25,8% das ações de firmas pequenas, 28,5% de médias e 27,7% de grandes. Por seu turno, o mês de janeiro foi relevante para explicar variações positivas nos retornos diários em 18,9% das firmas pequenas, 15,2% das médias e 14,0% das grandes. A anomalia de feriado esteve presente em 24,2% das firmas pequenas, 29,3% das médias e 25,8% das grandes. Por fim, o efeito virada de mês foi aquele no qual verificou-se maior variação nos percentuais entre as categorias, uma vez que as firmas pequenas apresentaram 21,2%, as médias de 25,5% e as grandes de 31,4% de ocorrência.

Para analisar a rentabilidade, as ações foram agrupadas nas categorias “Baixa”, “Média” e “Alta” a partir dos percentuais de 30%, 40% e 30% da média do retorno sobre o ativo no período, respectivamente. A Tabela 9 expõe os percentuais de ações sujeitas às anomalias de calendário com recortes por rentabilidade da firma.

Tabela 9 – Anomalias de calendário com recortes por rentabilidade da firma

Rentabilidade	Obs.	Seg.	Jan.	Fer.	Vdm.
Baixa	160	0,2750	0,2125	0,2375	0,3000
Média	299	0,2843	0,1338	0,2809	0,2609
Alta	207	0,2657	0,1401	0,2754	0,2609

Notas: Obs.: observações; Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. As observações foram classificadas em três categorias, conforme média do retorno sobre o ativo no período de 2005 a 2022: Baixa (30% menores), Alta (30% maiores) e Média (as 40% na faixa intermediária).

Fonte: elaboração própria.

Observa-se na Tabela 9 que o efeito dia da semana foi predominante em ações de firmas consideradas como de média rentabilidade, tendo percentual de ocorrência da anomalia de 28,4%, acompanhado sequencialmente pelas firmas de rentabilidade baixa e alta, com percentuais de 27,5% e 26,6%, respectivamente. No caso do efeito janeiro, a preponderância no padrão sazonal foi verificada nas firmas de rentabilidade baixa, com porcentagem de

21,3%, frente ao percentual de 14,0% e 13,4% das classes alta e média da rentabilidade, nessa ordem. Destacaram-se na ocorrência do efeito feriado as ações dos grupos de rentabilidade média e alta, com percentuais de 28,1% e 27,5%, sendo que a categoria de baixa rentabilidade apresentou porcentagem de ocorrência de 23,8%. Finalmente, no efeito virada do mês, ambas as classes média e alta tiveram frequência relativa de 26,1% e o grupo de baixa rentabilidade de 30,0%.

Os mesmos critérios empregados na classificação das ações por tamanho e rentabilidade foram utilizados no recorte por *book-to-market ratio*, isto é, os 30% menores índices foram classificados na categoria “Baixo”, seguido pelas categorias “Médio” e “Alto”, com valores de 40% e 30%, respectivamente. A Tabela 10 expõe os resultados obtidos na análise das anomalias de calendário discriminados com base nas classificações de *book-to-market ratio*.

Tabela 10 – Anomalias de calendário com recortes por *book-to-market ratio*

BtM	Obs.	Seg.	Jan.	Fer.	Vdm.
Baixo	177	0,2542	0,1695	0,3220	0,2373
Médio	251	0,2948	0,1474	0,2789	0,3386
Alto	184	0,2880	0,1304	0,2228	0,2228

Notas: BtM: *book-to-market ratio*; Obs.: observações; Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. As observações foram classificadas em três categorias, conforme média do *book-to-market ratio* no período de 2005 a 2022: Baixo (30% menores), Alto (30% maiores) e Médio (as 40% na faixa intermediária).

Fonte: elaboração própria.

Os maiores percentuais de ações que apresentaram retornos consistentes ao efeito dia da semana foram vistos nas firmas com índices *book-to-market* tidos como médio (29,5%) ou alto (28,8%), embora a anomalia tenha sido verificada também em porcentagem relevante das ações com baixos níveis do indicador (25,4%). Os valores verificados para o efeito de janeiro foram inferiores, uma vez que os percentuais de ações sujeitas ao padrão sazonal foram de 17,0%, 14,7% e 13,0 nas categorias de baixo, médio e alto *book-to-market ratio*. No caso dos efeitos feriado e virada do mês, os retornos anormais ocorreram, na maior parte, em ações de baixo *book-to-market* (32,2%), no que tange à primeira anomalia, e na categoria intermediária

para a segunda (33,9%). Tanto o padrão sazonal de feriado como o da virada do mês tiveram menores ocorrências em ações de alto *book-to-market ratio* (22,3%).

A última característica considerada como recorte para a análise dos resultados foi a liquidez em bolsa. A partir das médias do indicador de liquidez em bolsa no período de 2005 a 2022, as ações foram classificadas em três categorias (“Baixa”, “Média” e “Alta”) tal como feito anteriormente. A Tabela 11 indica os resultados encontrados para as anomalias de calendário com recortes por liquidez.

Tabela 11 – Anomalias de calendário com recortes por liquidez

Liquidez	Obs.	Seg.	Jan.	Fer.	Vdm.
Baixa	85	0,1176	0,1294	0,1765	0,1529
Média	310	0,2968	0,1806	0,2581	0,2355
Alta	274	0,2993	0,1314	0,3102	0,3467

Notas: Obs.: observações; Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. As observações foram classificadas em três categorias, conforme média para a liquidez em bolsa no período de 2005 a 2022: Baixa (30% menores), Alta (30% maiores) e Média (as 40% na faixa intermediária).

Fonte: elaboração própria.

Inicialmente, deve-se mencionar que o baixo número de observações na categoria de baixa liquidez em bolsa se dá pelo fato de que não foi possível estimar o modelo que identifica as anomalias de calendário para muitas dessas firmas, justamente em virtude da baixa liquidez de seus ativos. Como já citado anteriormente, a classificação das ações nas três categorias se dá em momento anterior à estimação dos modelos, tendo como base as firmas que apresentaram pelo menos uma observação para a respectiva variável de recorte no período de 2005 a 2022.

No que tange aos resultados expostos na Tabela 11, percebe-se que a prevalência de ações com retornos sujeitos ao efeito dia da semana foi documentada nas classes de média (29,7%) e alta liquidez (29,9%), sendo que na categoria de ativos com baixa negociação o percentual foi de 11,8%. Para o efeito janeiro, os percentuais de ocorrência da sazonalidade foram similares entre as categorias de baixa (12,9%) e alta liquidez (13,1%), de modo que a anomalia se fez mais presente em ativos com média intermediária do indicador de liquidez em bolsa. Pode-se dizer que os achados para os padrões nos retornos em dias antecedentes a

feriados e em torno da virada do mês foram equivalentes, dados os respectivos percentuais de 31,0% e 34,7% em ações de alta liquidez, 25,8% e 23,5% em ativos de liquidez intermediária, e 17,7% e 15,3% em ações ilíquidas.

Kumar (2016) conduziu uma extensa investigação empírica acerca da persistência das anomalias de calendário efeito dia da semana, efeito janeiro e efeito virada do mês em mercados desenvolvidos, avançados e emergentes no período compreendido entre 1985 e 2014. Após análises conduzidas em diversos subperíodos, Kumar (2016) observou que os padrões sazonais de retorno se mostraram fortes nos anos iniciais da amostra, tornando-se gradualmente mais fracos com o passar do tempo. Tal achado fez Kumar (2016) concluir que as anomalias de calendário têm desaparecido nos períodos mais recentes, em virtude de melhorias nos níveis de eficiência dos mercados. Pesquisas posteriores corroboraram os resultados de Kumar (2016), como, por exemplo, as desenvolvidas por Kumar (2018), Plastun et al. (2019) e Plastun et al. (2020).

Diante disso, como forma de verificar se os resultados que confirmam a existência de anomalias de calendário no mercado brasileiro, documentados ao longo desta seção, são provenientes de períodos mais antigos, em consonância ao argumentado por Kumar (2016), foram realizados recortes anuais do percentual de ocorrência dos padrões sazonais nos retornos das ações. A Tabela 12 apresenta os resultados segregados por ano.

Tabela 12 – Anomalias de calendário com recortes por ano

Ano	Seg.	Jan.	Fer.	Vdm.
2005	7,07%	5,98%	16,57%	15,76%
2006	15,56%	21,67%	8,38%	26,67%
2007	15,38%	12,96%	3,66%	12,20%
2008	10,73%	3,47%	24,37%	10,09%
2009	9,36%	5,24%	5,24%	17,98%
2010	5,02%	15,41%	12,54%	20,43%
2011	12,05%	3,59%	9,27%	16,99%
2012	13,48%	15,30%	16,42%	15,73%
2013	9,20%	8,02%	16,54%	3,45%
2014	10,32%	5,69%	19,35%	9,96%
2015	27,53%	2,02%	14,23%	16,19%
2016	8,40%	1,68%	4,22%	6,72%
2017	10,92%	21,83%	9,21%	11,79%
2018	16,41%	14,40%	26,85%	8,59%
2019	13,55%	19,41%	22,71%	8,06%
2020	11,18%	9,63%	5,28%	13,66%
2021	7,10%	7,72%	5,48%	9,35%
2022	21,59%	11,30%	6,67%	6,64%

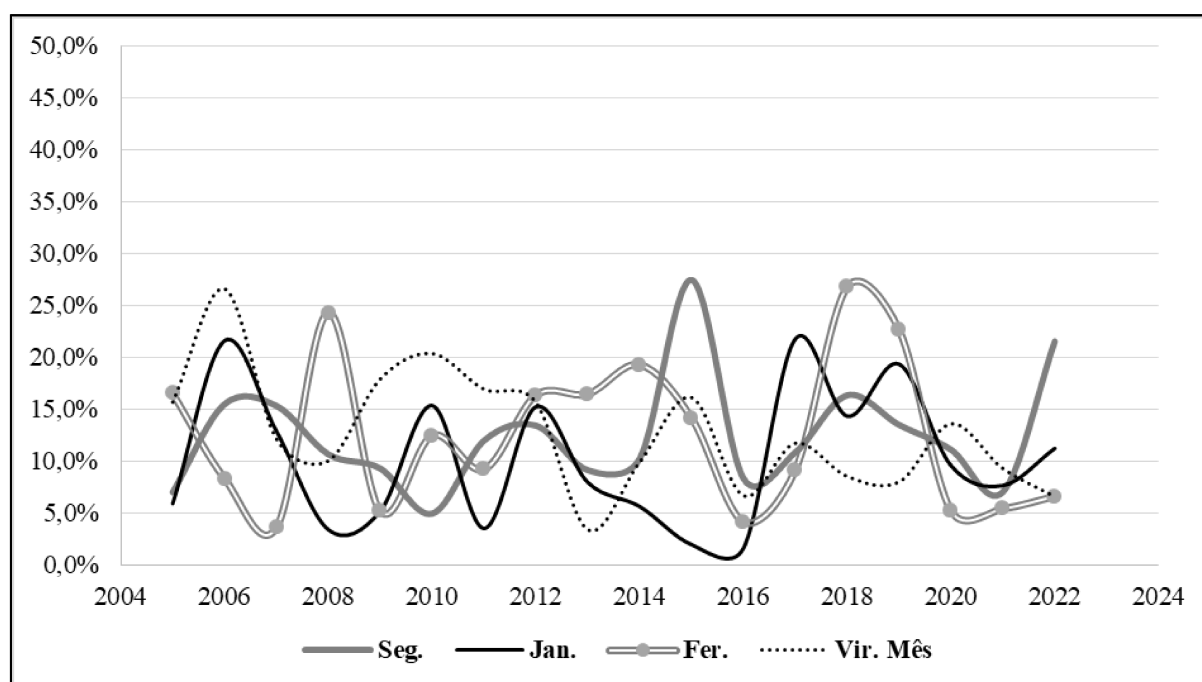
Notas: Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram

coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

Fonte: elaboração própria.

Os resultados expostos na Tabela 12 permitem inferir que não houve enfraquecimento das anomalias de calendário no decorrer dos anos no mercado de capitais brasileiro. Ao que tudo indica, o que acontece são ciclos que alternam momentos de maior e menor ocorrência dos padrões sazonais. Por exemplo, de 2006 a 2010 verificou-se tendência de queda nos percentuais de ações sujeitas ao efeito dia da semana, porém há uma alteração de direção orientada para cima no período de 2011 a 2015, diminuindo novamente a partir de 2016. Comportamentos de alta e baixa ao longo do tempo na porcentagem de ativos com anomalia identificada foram verificados também para os efeitos janeiro, feriado e virada do mês. Para facilitar a visualização desses movimentos, a Figura 2 expõe em um gráfico para os dados.

Figura 2 – Anomalias de calendário com recortes por ano



Notas: Seg.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente negativo para o efeito dia da semana, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Jan.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito janeiro, ao nível de 10%, 5% ou 1%; Fer.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito feriado (dia anterior ao feriado), ao nível de 10%, 5% ou 1%; Vdm.: variável *dummy*, que recebe 1 para ações que apresentaram coeficiente positivo para o efeito virada de mês (último dia do mês e três primeiros dias do mês seguinte), ao nível de 10%, 5% ou 1%. A amostra foi composta por dados de retorno diário de todas as ações de companhias brasileiras negociadas na B3 no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

Fonte: elaboração própria.

Pode-se dizer ainda que os resultados observados para a ocorrência das anomalias de calendário ao longo do tempo, evidenciados na Figura 2, mantém alguma coerência com o contexto político-econômico do Brasil em diferentes períodos, podendo explicar as flutuações em termos de eficiência das ações negociadas no mercado de capitais. Dentre as crises político-econômicas citadas por Carvalho et al. (2021), destacam-se a crise das *subprimes* (em meados de 2008), a crise política brasileira que culminou com o *impeachment* da presidenta da república (entre 2014 e 2016) e, mais recentemente, a pandemia da Covid-19 (nos anos de 2020 e 2021). Nesse sentido, a Figura 2 sugere movimentos de alta em boa parte das anomalias em períodos próximos a esses eventos, suportando o entendimento de que o contexto político-econômico pode caracterizar fator relevante na explicação das sazonalidades de retorno.

Cumprе mencionar que ciclos nos padrões sazonais de retornos já foram documentados anteriormente na literatura, especialmente tendo como base teórica a hipótese dos mercados adaptativos de Lo (2004). Similar a este estudo, Urquhart e McGroaty (2014) examinaram quatro anomalias de calendário com base no *Dow Jones Industrial Average* entre 1900 e 2013. Seus resultados mostraram que a ocorrência das sazonalidades varia ao longo do tempo, sendo que determinadas anomalias só se mostraram presentes em alguns recortes temporais. As evidências expostas por Urquhart e McGroaty (2014) foram corroboradas por Al-Khazali e Mirzaei (2017) em índices de ações islâmicos e, mais recente, por Bassiouny, Kiryakos e Tooma (2023) em 16 dos principais índices de ações de dez mercados distintos. Al-Khazali e Mirzaei (2017) e Bassiouny, Kiryakos e Tooma (2023) inclusive afirmam que as anomalias de calendário são mais bem compreendidas a partir dos ciclos previstos na hipótese dos mercados adaptativos do que da hipótese dos mercados eficientes.

4.2. Investigação do desempenho dos fundos de investimento brasileiros

Com o intuito de investigar o desempenho dos fundos de investimento em ações brasileiros, a fim de identificar eventual exploração estratégica das anomalias de calendário, foram estimadas variáveis independentes de interesse para a alocação de ações com retornos sazonais nas carteiras, variáveis de controle para as características dos fundos e variáveis dependentes para o desempenho. Foram considerados dados diários com janelas mensais para estimativa dos coeficientes no período de janeiro de 2005 a abril de 2023.

As variáveis de interesse constituíram-se em índices ($Aloc_{it} = \frac{(C_{ijt} + V_{ijt})}{PL_{it}}$), obtidos a partir da razão entre o somatório de compras e vendas efetuadas pelos fundos em ações com efeito sazonal de retorno identificado ($C_{ijt} + V_{ijt}$) e o patrimônio líquido do fundo (PL_{it}). Entende-se que a escolha pelo total de compras e vendas reflete melhor o volume negociado pelos fundos em ações sujeitas às anomalias de calendário. Isso porque, ao considerar um fundo com a intenção de explorar, consistentemente, as sazonalidades de retorno, seria esperado que comprasse e vendesse tais ativos ao longo do período. Kling (2005) corrobora o entendimento de que a simples estratégia de compra e venda de um ativo em períodos distintos é suficiente para auferir ganhos com a exploração das anomalias de calendário. Como medidas de desempenho, foram contemplados o alfa de Jensen e o índice de Sharpe, com dados diários calculados a cada mês. A Tabela 13 apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis.

Tabela 13 – Estatísticas descritivas para as variáveis nos modelos de desempenho

Variável	Obs.	Média	D.P.	Mín.	Máx.
Alpha	390.080	-0,0001	0,0014	-0,0040	0,0032
Sharpe	390.080	0,0098	0,2315	-0,5028	0,5278
Aloc. Seg	390.080	0,0148	0,0364	0,0000	0,1803
Aloc. Vdm	390.080	0,0233	0,0579	0,0000	0,2971
Aloc. Fer	390.080	0,0198	0,0474	0,0000	0,2353
Aloc. Jan	390.080	0,0039	0,0120	0,0000	0,0633
Tam	390.080	17,3760	1,7943	2,5649	24,6567
Cap	390.080	0,0094	0,0913	-0,2072	0,4377
Rot	390.080	0,0888	0,1958	0,0000	0,9710
FIC	390.080	0,3499	0,4769	0,0000	1,0000
Excl	390.080	0,0835	0,2766	0,0000	1,0000

Notas: Alpha: alfa de Jensen, calculado a cada mês para fundos com pelo menos 18 observações de retorno no respectivo mês; Sharpe: índice de Sharpe, calculado a cada mês; Aloc. Seg.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito dia da semana, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Vdm.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito virada do mês, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Fer.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito feriado, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Jan.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito janeiro, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada mês; Cap: razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo, calculado a cada mês; Rot: total de compras e vendas realizadas pelo fundo em ações, dividido pelo PL do fundo ao final do mês; FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Dados no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. Todas as variáveis escalares foram submetidas ao procedimento de winsorização ao nível de 2%.

Fonte: elaboração própria.

Observa-se na Tabela 13 que os dados mensais no período de janeiro de 2005 a abril de 2023 implicaram em 390.080 observações. O desempenho dos fundos de ações brasileiros, mensurado pelo alfa de Jensen, apresentou média de, aproximadamente, -0,01%. Por outro lado, quando a performance foi avaliada pelo índice de Sharpe a média foi positiva, com valor de 0,98%. No que tange às variáveis para a alocação em ações com padrões sazonais de retorno, percebe-se que os valores para o total de aquisições e vendas corresponderam, em média, a 2,33% do patrimônio líquido dos fundos, no caso de ativos sujeitos ao efeito virada do mês. Isso quer dizer que o total de compras e vendas de ações expostas ao efeito virada do mês representou 2,33% (em média) do PL do respectivo fundo no respectivo mês. Para as demais anomalias de calendário, as médias foram inferiores, sendo de 1,98% para o efeito feriado, 1,48% para o efeito segunda-feira e 0,39% para o efeito janeiro.

Quanto às características dos fundos, verifica-se na Tabela 13 que a média do logaritmo natural do PL dos fundos, *proxy* para o tamanho, foi de 17,38. As captações líquidas dos fundos corresponderam a quase 1% do PL, em média. A média da rotatividade das carteiras foi de cerca de 9%, sugerindo que as compras e vendas de ações no período equivalem a quase 9% do PL, em média. Do total de observações, cerca de 35% referem-se a fundos de investimento em cotas de outros fundos e 8,35% a fundos exclusivos.

No que tange aos coeficientes de correlação de Pearson, expostos na Tabela 14, observa-se que, embora significativos, a correlação entre as métricas que identificam as anomalias de calendário e as medidas de desempenho dos fundos é baixa, uma vez que os coeficientes se mostraram muito próximos de zero. Isso significa dizer que, ao que tudo indica, não há associação relevante entre a exploração das sazonalidades de retorno e a performance dos fundos. O mesmo acontece com as variáveis para as características dos fundos, especificamente o tamanho, captação líquida, rotatividade das carteiras e as *dummies* que identificam os fundos de cotas e os fundos exclusivos, as quais mantiveram fraca correlação com o desempenho, mensurado tanto pelo alfa de Jensen como pelo índice de Sharpe.

Tabela 14 – Matriz de correlação entre as variáveis em estudo

	Alpha	Sharpe	Aloc. Seg	Aloc. Vdm	Aloc. Fer	Aloc. Jan	Tam	Cap	Rot	FIC	Excl
Alpha	1,0000										
Sharpe	0,5834***	1,0000									
Aloc. Seg	0,0027*	-0,0043**	1,0000								
Aloc. Vdm	-0,0169***	-0,0144***	0,6772***	1,0000							
Aloc. Fer	-0,0039**	-0,0041**	0,7489***	0,7932***	1,0000						
Aloc. Jan	0,0018	-0,0032**	0,6356***	0,5386***	0,5912***	1,0000					
Tam	0,0510***	0,0266***	-0,0238***	-0,0767***	-0,046***	-0,0012	1,0000				
Cap	0,0629***	0,0507***	0,0302***	0,0283***	0,0332***	0,0265***	-0,0841***	1,0000			
Rot	-0,0004	0,0123***	0,7783***	0,8679***	0,8437***	0,5903***	-0,0784***	0,098***	1,0000		
FIC	0,0071***	0,0065***	-0,2976***	-0,294***	-0,306***	-0,2356***	0,0029*	0,0133***	-0,3318***	1,0000	
Excl	-0,0113***	-0,0179***	-0,0203***	-0,0156***	-0,0179***	-0,0201***	0,0323***	-0,0101***	-0,0179***	-0,103***	1,0000

Notas: Alpha: alfa de Jensen, calculado a cada mês para fundos com pelo menos 18 observações de retorno no respectivo mês; Sharpe: índice de Sharpe, calculado a cada mês; Aloc. Seg.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito dia da semana, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Vdm.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito virada do mês, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Fer.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito feriado, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Jan.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito janeiro, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada mês; Cap: razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo, calculado a cada mês; Rot: total de compras e vendas realizadas pelo fundo em ações, dividido pelo PL do fundo ao final do mês; FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Dados no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. Todas as variáveis escalares foram submetidas ao procedimento de winsorização ao nível de 2%.

Fonte: elaboração própria.

Com o intuito de investigar se a eventual exploração de anomalias de calendário implica em geração de performance superior pelos fundos de investimento em ações brasileiros, foram elaborados modelos de regressão com dados em painel. A variável dependente considerada como *proxy* para o desempenho dos fundos foi o alfa de Jensen, calculado com dados diários para cada mês ao longo do período de janeiro de 2005 a abril de 2023, estimado apenas para fundos com pelo menos 18 observações de retorno diário nos respectivos meses. As variáveis independentes de interesse corresponderam ao volume de aquisições e vendas de ações que apresentaram padrões sazonais de retorno, em cada mês, dividida pelo patrimônio do fundo, para cada anomalia. Foram definidas como controle as variáveis para as características dos fundos. A Tabela 15 indica os resultados dos modelos de regressão.

Tabela 15 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa) dos fundos, modelos com controles por ano

Alpha	1	2	3	4	5
Alpha t-1	0,0531***	0,0530***	0,0531***	0,0531***	0,0529***
Aloc. Seg	2,09E-06	-0,0003**			
Aloc. Vdm	-0,0008***		-0,0010***		
Aloc. Fer	-0,0007***			-0,0010***	
Aloc. Jan	-0,0011***				-0,0016***
Tam	-4,86E-05***	-4,86E-05***	-4,89E-05***	-4,86E-05***	-4,83E-05***
Cap	0,0004***	0,0004***	0,0004***	0,0004***	0,0004***
FIC	-2,93E-05	-2,31E-05	-2,41E-05	-2,55E-05	-2,47E-05
Excl	-6,32E-05	-6,74E-05*	-6,47E-05	-6,52E-05	-6,74E-05*
Rot	3,64E-04***	2,38E-05	2,32E-04***	1,75E-04***	3,05E-05
Constante	0,0010***	0,0010***	0,0010***	0,0010***	0,0010***
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs.	382.809	382.809	382.809	382.809	382.809
VIF máx.	9,84	9,83	9,81	9,82	9,82
R ²	0,0475	0,0461	0,0465	0,0461	0,0461

Notas: Alpha: alfa de Jensen, calculado a cada mês para fundos com pelo menos 18 observações de retorno no respectivo mês; Alpha t-1: variável Alpha defasada em t-1; Aloc. Seg.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito dia da semana, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Vdm.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito virada do mês, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Fer.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito feriado, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Jan.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito janeiro, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada mês; Cap: razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo, calculado a cada mês; Rot: total de compras e vendas realizadas pelo fundo em ações, dividido pelo PL do fundo ao final do mês; FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos

exclusivos, e 0 para os demais. Dados no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. Todas as variáveis escalares foram submetidas ao procedimento de winsorização ao nível de 2%.

Fonte: elaboração própria.

Tendo em vista que os modelos expostos na Tabela 15 apresentaram valor máximo do VIF acima de nove, foram conduzidos novos testes com a exclusão das variáveis com fator de inflação da variância maior que cinco, nomeadamente os vetores de *dummies* para o controle por ano e a medida concernente à rotatividade das carteiras. Em que pese o diagnóstico de multicolinearidade, usualmente, ocorrer com VIF acima de dez, um fator igual a quatro já constitui percentual de certo modo elevado de variância compartilhada entre as variáveis (FÁVERO; BELFIORE, 2017). Os resultados para os modelos reestimados, desta vez sem controles para ano e rotatividade das carteiras, estão expostos na Tabela 16.

Tabela 16 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa) dos fundos, modelos sem controles para a rotatividade das carteiras e ano

Alpha	1	2	3	4	5
Alpha t-1	0,0861***	0,0862***	0,0861***	0,0862***	0,0862***
Aloc. Seg	0,0002	-0,0004***			
Aloc. Vdm	-0,0007***		-0,0006***		
Aloc. Fer	3,78E-05			-4,86E-04***	
Aloc. Jan	-2,71E-05				-9,87E-04***
Tam	-4,21E-05***	-4,16E-05***	-4,20E-05***	-4,18E-05***	-4,11E-05***
Cap	0,0008***	0,0008***	0,0008***	0,0008***	0,0008***
FIC	-1,24E-04***	-1,05E-04***	-1,26E-04***	-1,12E-04***	-1,01E-04***
Excl	-1,56E-04***	-1,54E-04***	-1,55E-04***	-1,54E-04***	-1,55E-04***
Constante	0,0007***	0,0007***	0,0007***	0,0007***	0,0007***
Ano	Não	Não	Não	Não	Não
Obs.	382.809	382.809	382.809	382.809	382.809
VIF máx.	3,56	1,11	1,11	1,12	1,07
R ²	0,0108	0,0103	0,0107	0,0104	0,0105

Notas: Alpha: alfa de Jensen, calculado a cada mês para fundos com pelo menos 18 observações de retorno no respectivo mês; Alpha t-1: variável Alpha defasada em t-1; Aloc. Seg.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito dia da semana, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Vdm.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito virada do mês, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Fer.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito feriado, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Jan.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito janeiro, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada mês; Cap: razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo, calculado a cada mês; FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Dados no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. Todas as variáveis escalares foram submetidas ao procedimento de winsorização ao nível de 2%.

Fonte: elaboração própria.

Os resultados evidenciados, tanto na Tabela 15 como na Tabela 16, sugerem que os fundos com maiores níveis de alocação mensal em ações que estiveram sujeitas às anomalias de calendário, especificamente aos efeitos dia da semana, virada do mês, feriado e janeiro, não obtiveram, necessariamente, melhor desempenho, tendo como base para a mensuração do desempenho o alfa de Jensen nos respectivos meses. Na realidade, pode-se dizer que a performance desses fundos foi inferior à apresentada pelos demais, divergindo assim das conjecturas elencadas no grupo de hipótese **H2**, o qual previa, contrariamente, a existência de desempenho superior nessas condições. Resultados equivalentes foram encontrados quando se retirou da amostra os fundos fechados, fundos com idade menor ou igual a 2 anos e fundos com PL menor que R\$ 5 milhões.

Frente aos achados, entende-se que as anomalias de calendário, a despeito de terem sido identificadas em ações negociadas no mercado de capitais brasileiro, não representam um recurso a partir do qual os fundos de investimento obtêm retorno extraordinário. Edelen, Ince e Kadlec (2016) afirmam que a tendência de investidores institucionais negociarem ações de modo contrário ao esperado na exploração de anomalias de retornos pode ser explicada por fatores como vieses comportamentais e conflitos de agência decorrentes de preferências por determinadas características dos ativos. Por sua vez, Kim, Ok e Park (2020) demonstraram que os investidores institucionais não se aproveitam das anomalias de mercado em razão da preocupação em manter ações sujeitas a tais padrões, como aquelas altamente valorizadas ou desvalorizadas.

Além das explicações trazidas por Edelen, Ince e Kadlec (2016) e Kim, Ok e Park (2020), outro ponto que pode contribuir para a elucidação dos resultados encontrados nesta pesquisa diz respeito à forma de mensuração da performance dos fundos. Isso porque estudos anteriores que examinaram o desempenho dos fundos de investimento brasileiros consideraram diferentes medidas de performance. Por exemplo, Borges Júnior e Malaquias (2019) utilizaram os índices de Sharpe e Sortino, bem como o alfa de Jensen, para verificar o impacto das restrições de resgate no desempenho dos fundos de ações. Similarmente, Teles et al. (2022), além de outras variáveis, empregaram o índice de Sharpe e o alfa do modelo de quatro fatores para analisar o desempenho dos fundos de ações brasileiros nos períodos pré, durante e pós pandemia de Covid-19.

Sendo assim, com o propósito de averiguar se os resultados expostos na Tabela 15 e na Tabela 16 se sustentam para outras medidas de desempenho, os modelos foram estimados novamente, porém tendo como variável dependente o índice de Sharpe. De modo análogo aos

testes anteriores, foi constatado VIF maior que cinco para a medida de rotatividade das carteiras e para o vetor de *dummies* que identifica os anos no modelo que contempla todas as variáveis de alocação em ações sujeitas a anomalias de calendário, motivo pelo qual ambas as medidas foram excluídas dos modelos subsequentes, quais sejam, Modelos 2 a 5. Os resultados para os testes com o índice de Sharpe estão expostos na Tabela 17.

Tabela 17 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (índice de Sharpe) dos fundos

Sharpe	1	2	3	4	5
Sharpe t-1	0,0129***	0,0870***	0,0868***	0,0869***	0,0868***
Aloc. Seg	-0,2632***	-0,1321***			
Aloc. Vdm	-0,2604***		-0,1113***		
Aloc. Fer	-0,2011***			-0,0835***	
Aloc. Jan	-0,1093**				-0,2032***
Tam	-0,0074***	-0,0107***	-0,0108***	-0,0107***	-0,0106***
Cap	-0,0067	0,1086***	0,1092***	0,1088***	0,1086***
FIC	0,0021	-0,0185***	-0,0207***	-0,0182***	-0,0166***
Excl	-0,0037	-0,0280***	-0,0283***	-0,0281***	-0,0282***
Rot	0,1545***				
Ano	Sim	Não	Não	Não	Não
VIF máx.	9,84	< 5	< 5	< 5	< 5

Notas: Sharpe: índice de Sharpe, calculado a cada mês; Sharpe t-1: variável Sharpe defasada em t-1; Aloc. Seg.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito dia da semana, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Vdm.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito virada do mês, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Fer.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito feriado, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Jan.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito janeiro, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada mês; Cap: razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo, calculado a cada mês; Rot: total de compras e vendas realizadas pelo fundo em ações, dividido pelo PL do fundo ao final do mês; FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Dados no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. Todas as variáveis escalares foram submetidas ao procedimento de winsorização ao nível de 2%. Fonte: elaboração própria.

Diante dos resultados para os modelos estimados tendo o índice de Sharpe como medida de desempenho, apresentados na Tabela 17, pode-se afirmar que não foram documentadas diferenças relevantes em relação aos testes com o alfa de Jensen, uma vez que os fundos com maiores percentuais de alocação mensal em ações sujeitas às anomalias de calendário não tiveram índice de Sharpe superior. Isso reforça o achado de que os padrões sazonais de retorno não necessariamente representam recurso estratégico por meio do qual os

fundos de ações brasileiros seriam capazes de obter performance ajustada ao risco superior à performance dos demais fundos.

Cabe mencionar que, no cálculo do índice de Sharpe, o numerador consiste na diferença entre o retorno de um investimento e um ativo livre de risco. Deste modo, pelo fato de fazer uso de dados históricos, há a possibilidade de que o índice de Sharpe de algumas observações tenha sido computado com prêmio pelo risco negativo, implicando em classificações equivocadas quanto à performance (TELES et al., 2022). Para evitar que eventuais inconsistências nesse sentido afetem os resultados desta pesquisa, foram estimados modelos semelhantes aos da Tabela 17, mas apenas com observações que tiveram prêmio pelo risco positivo. A Tabela 18 exhibe os resultados para o efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho de fundos com índice de Sharpe positivo.

Tabela 18 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (índice de Sharpe) dos fundos, amostra composta apenas por fundos com índice de Sharpe positivo

Sharpe Pos.	1	2	3	4	5
Sharpe Pos. t-1	-0,0482***	0,0163***	0,0166***	0,0166***	0,0165***
Aloc. Seg	0,0382	0,0997***			
Aloc. Vdm	-0,0639***		0,0034***		
Aloc. Fer	-0,0996***			-0,0087	
Aloc. Jan	0,0567				0,1142**
Tam	-0,0036***	-0,0088***	-0,0088***	-0,0089***	-0,0089***
Cap	0,0148***	0,0318***	0,0322***	0,0323***	0,0319***
FIC	0,0017	-0,0160***	-0,0181***	-0,0185***	-0,0176***
Excl	0,0054	-0,0063***	-0,0060	-0,0060	-0,0061
Rot	0,0395***				
Ano	Sim	Não	Não	Não	Não
VIF máx.	8,20	< 5	< 5	< 5	< 5

Notas: Sharpe Pos: índice de Sharpe positivo, calculado a cada mês; Sharpe Pos. t-1: variável Sharpe Pos. defasada em t-1; Aloc. Seg.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito dia da semana, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Vdm.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito virada do mês, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Fer.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito feriado, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês; Aloc. Jan.: total de compras e vendas realizadas pelo fundo para a ação que apresentou o efeito janeiro, dividido pelo PL do fundo, calculado a cada mês. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada mês; Cap: razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo, calculado a cada mês; Rot: total de compras e vendas realizadas pelo fundo em ações, dividido pelo PL do fundo ao final do mês; FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Dados no período de janeiro de 2005 a abril de 2023. Todas as variáveis escalares foram submetidas ao procedimento de winsorização ao nível de 2%.

Fonte: elaboração própria.

Diferentemente do observado nos modelos da Tabela 17, os testes para a amostra composta apenas por fundos com índice de Sharpe positivo indicaram a existência de relação positiva e estatisticamente significativa entre os efeitos dia da semana e janeiro e a performance, sugerindo desempenho superior dos fundos quanto maior a alocação em ações sujeitas a essas anomalias. Em que pese condizentes com o conjecturado pelas hipóteses **H2a** e **H2b**, entende-se que esses achados não são suficientes para corroborá-las. O motivo é que, conforme explicado, a Tabela 18 contém resultados a partir de uma amostra bastante específica, isto é, fundos com índice de Sharpe positivo. Para as demais variáveis de alocação em ações com padrões sazonais compatíveis com os efeitos feriado e virada de mês, a relação inversa foi identificada tal como verificado anteriormente.

Destaca-se que, tal como efetuado para os fundos com índice de Sharpe positivo, também foram realizados testes com uma amostra composta apenas por fundos com alfa de Jensen positivo. Contudo, não foram identificados indícios de coeficientes positivos e significativos para nenhuma das quatro variáveis de interesse, ligadas aos padrões sazonais. Isso indica que os coeficientes obtidos para a análise com fundos vencedores no índice de Sharpe não foram consistentes entre os fundos vencedores com base no alfa de Jensen, caracterizando assim mais um motivo para a não confirmação das hipóteses **H2a** e **H2b**.

4.3. Testes de robustez adicionais para o desempenho dos fundos de investimento brasileiros

Para fins de robustez, foram estimadas novas variáveis independentes de interesse relativas à identificação dos fundos que, supostamente, tenham explorado as anomalias de calendário em busca de retornos superiores. Do mesmo, incluiu-se a periodicidade anual para o cálculo das medidas de performance, nomeadamente o alfa de Jensen e o índice de Sharpe. A Tabela 19 apresenta as estatísticas descritivas (média, desvio-padrão, valor mínimo e máximo) das variáveis utilizadas para os testes adicionais de robustez.

Tabela 19 – Estatísticas descritivas para as variáveis dos testes adicionais de robustez

Variável	Obs.	Média	D.P.	Mín.	Máx.
Alpha	29.317	0,0001	0,0006	-0,0016	0,0014
Sharpe	29.317	0,0011	0,0796	-0,1620	0,1743
Seg Pos. (D)	29.317	0,0305	0,1719	0,0000	1,0000
Vdm Pos. (D)	29.317	0,0584	0,2345	0,0000	1,0000
Fer Pos. (D)	29.317	0,0407	0,1977	0,0000	1,0000
Jan Pos. (D)	29.317	0,0508	0,2195	0,0000	1,0000
Seg Pos. (E)	29.317	-0,0003	0,0011	-0,0032	0,0025
Vdm Pos. (E)	29.317	0,0000	0,0010	-0,0024	0,0026
Fer Pos. (E)	29.317	0,0001	0,0019	-0,0048	0,0050
Jan Pos. (E)	29.317	-0,0003	0,0014	-0,0043	0,0029
Seg Pos. (R)	29.317	0,0064	0,0798	0,0000	1,0000
Vdm Pos. (R)	29.317	0,1230	0,3284	0,0000	1,0000
Fer Pos. (R)	29.317	0,1196	0,3244	0,0000	1,0000
Jan Pos. (R)	29.317	0,0487	0,2152	0,0000	1,0000
Tam	29.317	17,3907	1,7992	5,3033	24,5964
Cap	29.317	0,0329	0,2011	-0,1051	1,8379
Rot	29.317	0,1260	0,2879	0,0000	1,7805
FIC	29.317	0,3453	0,4755	0,0000	1,0000
Excl	29.317	0,0874	0,2824	0,0000	1,0000

Notas: Alpha: alfa de Jensen, calculado a cada ano para fundos com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano; Sharpe: índice de Sharpe, calculado a cada ano para fundos com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano. A cada ano, para cada fundo com pelo menos 120 observações de retorno diário, foi estimado um modelo de regressão contendo as *dummies* para as quatro anomalias de calendário, bem como variáveis para os três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997), tendo como variável dependente o retorno do fundo menos a taxa livre de risco. Após a realização dessas estimativas, as variáveis com notação (D) indicam os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para as respectivas anomalias de calendário, com nível de significância de 10%; as variáveis com notação (E) indicam os coeficientes do modelo para as *dummies* referentes às respectivas anomalias de calendário; as variáveis com notação (R) indicam os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para as respectivas anomalias de calendário, com nível de significância de 10% e sem variáveis de controle no modelo. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada ano; Cap: razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo, média mensal observada no ano; Rot: total de compras e vendas realizadas pelo fundo em ações no mês, dividido pelo PL do fundo ao final do mês, média mensal observada no ano; FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Dados no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2022, em razão da indisponibilidade de dados para estimar as variáveis ao longo do ano de 2023. Todas as variáveis escalares foram submetidas ao procedimento de winsorização ao nível de 2%.

Fonte: elaboração própria.

Observa-se na Tabela 19 que os testes de robustez adicionais contemplaram três grupos de variáveis independentes de interesse distintas, as quais são provenientes de modelos de regressão com as *dummies* que identificam as quatro anomalias de calendário estudadas. As variáveis com notação (D) são *dummies* que receberam valor 1 para os fundos que, no ano, apresentaram coeficientes positivos para as anomalias de calendário em modelos com

controles para os três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997). Por sua vez, as variáveis com notação (E) representam os coeficientes desses modelos para as respectivas *dummies* de sazonalidade. Por fim, a notação (R) diz respeito às variáveis *dummies* com valor 1 para fundos com coeficientes positivos para as anomalias de calendário, porém em modelos sem variáveis de controle.

Dos achados verificados na Tabela 19, percebe-se que o percentual de fundos cujo prêmio pelo risco manteve relação positiva e estatisticamente significativa com as *dummies* que identificam as anomalias de calendário ficou abaixo de 6%. Especificamente, os percentuais foram de 3,05%, 5,84%, 4,07% e 5,08% para os efeitos dia da semana, virada do mês, feriado e janeiro, respectivamente (variáveis: Seg Pos. (D); Vdm Pos. (D); Fer Pos. (D); e Jan Pos. (D), respectivamente). Ao considerar modelos sem variáveis de controle, o percentual de ocorrência eleva-se para as anomalias referentes à virada do mês (12,30%) e ao feriado (11,96%). Por outro lado, os valores foram menores para as sazonalidades do dia da semana (0,64%) e de janeiro (4,87%).

Em consonância às conclusões obtidas por Kim, Ok e Park (2020), as evidências na Tabela 19 apontam para o entendimento de que os fundos de investimento brasileiros, no geral, não aparentam explorar as anomalias de calendário. Além disso, mesmo para a pequena parcela identificada daqueles que, em tese, se aproveitariam das sazonalidades de retorno nas ações, percebe-se que tal condição não necessariamente conduz para prêmios de retorno positivo, uma vez que foram documentados coeficientes médios negativos para os efeitos janeiro e dia da semana nos modelos estimados. Apesar dos sinais positivos na média dos coeficientes das variáveis concernentes à virada do mês e ao feriado, os valores são tão próximos de zero que afastam a hipótese da existência de desempenho superior.

A Tabela 20 apresenta os resultados dos modelos com o grupo de *dummies* que identificam os fundos cujos prêmios de retorno mantiveram relação positiva significativa com as anomalias de calendário em modelos controlados pelos três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997).

Tabela 20 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa), com *dummies* para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário e com controles para ano

Alpha	1	2	3	4	5
Alpha t-1	-0,0374***	-0,04860***	-0,04857***	-0,04647***	-0,04057***
Seg Pos. (D)	-1,75E-04***	-1,82E-04***			
Vdm Pos. (D)	-2,20E-04***		-2,12E-04***		
Fer Pos. (D)	-2,32E-04***			-2,41E-04***	
Jan Pos. (D)	-3,39E-04***				-3,34E-04***
Tam	-5,24E-05***	-5,22E-05***	-5,18E-05***	-5,16E-05***	-4,87E-05***
Cap	1,22E-04***	1,26E-04***	1,22E-04***	1,25E-04***	1,25E-04***
FIC	4,84E-05**	4,72E-05*	4,97E-05**	4,90E-05*	4,90E-05**
Excl	-1,32E-04***	-1,51E-04***	-1,38E-04***	-1,42E-04***	-1,48E-04***
Rot	9,80E-05***	8,59E-05***	9,15E-05***	8,31E-05***	9,49E-05***
Constante	0,0011***	0,0010***	0,0011***	0,0010***	0,0010***
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs.	23.083	23.083	23.083	23.083	382.809
VIF máx.	7,36	6,94	7,36	6,94	6,94
R ²	0,2069	0,1783	0,1771	0,1813	0,1893

Notas: Alpha: alfa de Jensen, calculado a cada ano para fundos com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano; Alpha t-1: variável Alpha defasada em t-1. Para mensurar as variáveis *dummies* de interesse [Seg Pos. (D), Vdm Pos. (D), Fer Pos. (D), Jan Pos. (D)] foi estimado um modelo de regressão para cada fundo com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano. A variável dependente do modelo foi o prêmio pelo risco (retorno do fundo menos a taxa livre de risco). As variáveis independentes de interesse constituíram-se em *dummies* para as quatro anomalias de calendário consideradas. O modelo também incluiu os três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997). Seg Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito dia da semana pelo menos ao nível de significância de 10%; Vdm Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito virada do mês pelo menos ao nível de significância de 10%; Fer Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito feriado pelo menos ao nível de significância de 10%; Jan Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito janeiro pelo menos ao nível de significância de 10%. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada ano; Cap: média mensal, no respectivo ano, da razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo. Rot: média mensal, no respectivo ano, do total de compras e vendas de ações realizadas pelo fundo, dividido pelo PL do fundo ao final do mês. FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Período de janeiro de 2005 a dezembro de 2022, em razão da indisponibilidade de dados para estimação das variáveis anuais em 2023.

Fonte: elaboração própria.

Os resultados expostos na Tabela 20 corroboram as evidências documentadas ao longo desta tese, no sentido de que os fundos com prêmios de retorno positivamente associados às anomalias de calendário, nova *proxy* para a exploração estratégica das sazonalidades de retorno, não demonstraram desempenho superior, mensurado pelo alfa de Jensen. Esses

achados permaneceram os mesmos em modelos que desconsideraram os controles por ano (menor VIF), conforme Tabela 21.

Tabela 21 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa), com *dummies* para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário, sem controles para ano

Alpha	1	2	3	4	5
Alpha t-1	-0,0086	-0,0040	-0,0061	-0,0075	-0,0115
Seg Pos. (D)	-1,92E-04***	-1,86E-04***			
Vdm Pos. (D)	-2,68E-04***		-2,65E-04***		
Fer Pos. (D)	-2,07E-04***			-2,19E-04***	
Jan Pos. (D)	-2,18E-04***				-2,22E-04***
Tam	-4,08E-05***	-3,60E-05***	-3,97E-05***	-3,77E-05***	-3,53E-05***
Cap	4,22E-04***	4,15E-04***	4,10E-04***	4,16E-04***	4,19E-04***
FIC	9,34E-05***	1,08E-04***	9,04E-05***	1,08E-04***	1,07E-04***
Excl	-7,98E-05*	-9,06E-05*	-8,60E-05*	-8,58E-05*	-9,28E-05*
Rot	1,21E-04***	9,69E-05***	1,07E-04***	9,62E-05***	1,17E-04***
Constante	0,0008***	0,0007***	0,0008***	0,0007***	0,0007***
Ano	Não	Não	Não	Não	Não
Obs.	23.083	23.083	23.083	23.083	23.083
VIF máx.	1,19	1,18	1,08	1,18	1,18
R ²	0,0144	0,0018	0,0032	0,0015	0,0019

Notas: Alpha: alfa de Jensen, calculado a cada ano para fundos com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano; Alpha t-1: variável Alpha defasada em t-1. Para mensurar as variáveis *dummies* de interesse [Seg Pos. (D), Vdm Pos. (D), Fer Pos. (D), Jan Pos. (D)] foi estimado um modelo de regressão para cada fundo com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano. A variável dependente do modelo foi o prêmio pelo risco (retorno do fundo menos a taxa livre de risco). As variáveis independentes de interesse constituíram-se em *dummies* para as quatro anomalias de calendário consideradas. O modelo também incluiu os três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997). Seg Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito dia da semana pelo menos ao nível de significância de 10%; Vdm Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito virada do mês pelo menos ao nível de significância de 10%; Fer Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito feriado pelo menos ao nível de significância de 10%; Jan Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito janeiro pelo menos ao nível de significância de 10%. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada ano; Cap: média mensal, no respectivo ano, da razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo. Rot: média mensal, no respectivo ano, do total de compras e vendas de ações realizadas pelo fundo, dividido pelo PL do fundo ao final do mês. FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Período de janeiro de 2005 a dezembro de 2022, em razão da indisponibilidade de dados para estimação das variáveis anuais em 2023.

Fonte: elaboração própria.

Por outro lado, assim como ocorreu na Tabela 18, quando o desempenho é mensurado pelo índice de Sharpe, há indícios de efeito positivo decorrente da exploração das anomalias

de calendário por parte dos fundos de investimento, conforme Tabela 22 e Tabela 23. Contudo, por se tratar de uma investigação pontual frente aos vários testes que foram conduzidos nesta tese, esses resultados constituem muito mais um indicativo de que pesquisas posteriores devem ampliar a análise considerando outras métricas de performance do que evidências robustas que permitam suportar as hipóteses do grupo H₂.

Tabela 22 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (sharpe), com *dummies* para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário

Sharpe	1	2	3	4	5
Sharpe t-1	-0,0027	0,0578***	0,0585***	0,0583***	0,0994***
Seg Pos. (D)	0,0060***	-0,0077***			
Vdm Pos. (D)	0,0048***		0,0205***		
Fer Pos. (D)	-0,0024			0,0163***	
Jan Pos. (D)	-0,0018				0,0743***
Tam	-0,0061***	-0,0186***	-0,0183***	-0,0185***	-0,0197***
Cap	0,0243***	0,0766***	0,0765***	0,0762***	0,0703***
FIC	-0,0009	-0,0026	-0,0015	-0,0028	-0,0023
Excl	-0,0100***	-0,0056	-0,0061	-0,0061	-0,0049
Rot	0,0086***	0,0245***	0,0239***	0,0248***	0,0189***
Ano	Sim	Não	Não	Não	Não
VIF máx.	6,02	< 5	< 5	< 5	< 5

Notas: Sharpe: índice de Sharpe, calculado a cada ano para fundos com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano; Sharpe t-1: variável Sharpe defasada em t-1. Para mensurar as variáveis *dummies* de interesse [Seg Pos. (D), Vdm Pos. (D), Fer Pos. (D), Jan Pos. (D)] foi estimado um modelo de regressão para cada fundo com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano. A variável dependente do modelo foi o prêmio pelo risco (retorno do fundo menos a taxa livre de risco). As variáveis independentes de interesse constituíram-se em *dummies* para as quatro anomalias de calendário consideradas. O modelo também incluiu os três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997). Seg Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito dia da semana pelo menos ao nível de significância de 10%; Vdm Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito virada do mês pelo menos ao nível de significância de 10%; Fer Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito feriado pelo menos ao nível de significância de 10%; Jan Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito janeiro pelo menos ao nível de significância de 10%. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada ano; Cap: média mensal, no respectivo ano, da razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo. Rot: média mensal, no respectivo ano, do total de compras e vendas de ações realizadas pelo fundo, dividido pelo PL do fundo ao final do mês. FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Período de janeiro de 2005 a dezembro de 2022, em razão da indisponibilidade de dados para estimação das variáveis anuais em 2023.

Fonte: elaboração própria.

Tabela 23 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (sharpe), com *dummies* para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário, amostra composta apenas por fundos com índice de Sharpe positivo

Sharpe Pos.	1	2	3	4	5
Sharpe t-1	-0,2286***	-0,5856***	-0,5870***	-0,5737***	-0,5397***
Seg Pos. (D)	0,0091***	0,0088***			
Vdm Pos. (D)	-0,0071***		-0,0304***		
Fer Pos. (D)	0,0067***			0,0177***	
Jan Pos. (D)	0,0151***				0,0317***
Tam	-0,0025***	-0,0008	-0,0013	-0,0007	-0,0017*
Cap	0,0189***	0,0381***	0,0367***	0,0378***	0,0353***
FIC	-0,0048	-0,0059	-0,0099**	-0,0060	-0,0070*
Excl	0,0040	0,0204***	0,0207***	0,0193***	0,0189***
Rot	0,0046	0,0117***	0,0119***	0,0118***	0,0103**
Ano	Sim	Não	Não	Não	Não
VIF máx.	6,43	< 5	< 5	< 5	< 5

Notas: Sharpe: índice de Sharpe, calculado a cada ano para fundos com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano; Sharpe t-1: variável Sharpe defasada em t-1. Para mensurar as variáveis *dummies* de interesse [Seg Pos. (D), Vdm Pos. (D), Fer Pos. (D), Jan Pos. (D)] foi estimado um modelo de regressão para cada fundo com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano. A variável dependente do modelo foi o prêmio pelo risco (retorno do fundo menos a taxa livre de risco). As variáveis independentes de interesse constituíram-se em *dummies* para as quatro anomalias de calendário consideradas. O modelo também incluiu os três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997). Seg Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito dia da semana pelo menos ao nível de significância de 10%; Vdm Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito virada do mês pelo menos ao nível de significância de 10%; Fer Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito feriado pelo menos ao nível de significância de 10%; Jan Pos. (D): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito janeiro pelo menos ao nível de significância de 10%. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada ano; Cap: média mensal, no respectivo ano, da razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo. Rot: média mensal, no respectivo ano, do total de compras e vendas de ações realizadas pelo fundo, dividido pelo PL do fundo ao final do mês. FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Período de janeiro de 2005 a dezembro de 2022, em razão da indisponibilidade de dados para estimação das variáveis anuais em 2023.

Fonte: elaboração própria.

Em continuidade aos testes de robustez, foram estimados modelos cujas variáveis independentes de interesse constituíram métricas advindas de modelo de regressão estimado para cada fundo com pelo menos 120 observações de retorno no ano. Nesse modelo, foram incluídos controles para os três fatores de Fama e French (1993) e fator *momentum* de Carhart (1997). As variáveis independentes de interesse, com notação (E), foram mensuradas a partir dos coeficientes estimados nos respectivos modelos de cada fundo. A Tabela 24 expõe os achados acerca do efeito da exploração das anomalias de calendário no alfa dos fundos, com

variáveis escalares mensuradas a partir dos coeficientes das anomalias de calendário nos modelos individuais por fundo.

Tabela 24 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa), com variáveis escalares a partir dos coeficientes das anomalias de calendário nos modelos

Alpha	1	2	3	4	5
Alpha t-1	-0,0121	-0,0003	0,0060	-0,0285***	-0,0008
Seg Pos. (E)	-0,1478***	-0,0615***			
Vdm Pos. (E)	-0,2092***		-0,2040***		
Fer Pos. (E)	-0,0511***			-0,0438***	
Jan Pos. (E)	-0,0694***				-0,0431***
Tam	-0,0001***	-3,39E-05***	-0,0001***	-4,05E-05***	-3,43E-05***
Cap	0,0002***	0,0004***	0,0004***	0,0004***	0,0004***
FIC	0,0000	0,0001***	1,35E-05	0,0001***	0,0001***
Excl	-0,0001***	-0,0001	-0,0001**	-0,0001*	-0,0001*
Rot	0,0001***	0,0001**	0,0001***	0,0001***	0,0001***
Ano	Sim	Não	Não	Não	Não
VIF máx.	8,17	< 5	< 5	< 5	< 5

Notas: Alpha: alfa de Jensen, calculado a cada ano para fundos com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano; Alpha t-1: variável Alpha defasada em t-1. Para mensurar as variáveis *dummies* de interesse [Seg Pos. (E), Vdm Pos. (E), Fer Pos. (E), Jan Pos. (E)] foi estimado um modelo de regressão para cada fundo com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano. A variável dependente do modelo foi o prêmio pelo risco (retorno do fundo menos a taxa livre de risco). As variáveis independentes de interesse correspondem aos coeficientes do modelo para as *dummies* referentes às respectivas anomalias de calendário. O modelo também incluiu os três fatores de Fama e French (1993) e o fator *momentum* de Carhart (1997). Seg Pos. (E): variável escalar correspondente ao coeficiente do efeito segunda-feira observado no modelo; Vdm Pos. (E): variável escalar correspondente ao coeficiente do efeito virada do mês observado no modelo; Fer Pos. (E): variável escalar correspondente ao coeficiente do efeito feriado observado no modelo; Jan Pos. (E): variável escalar correspondente ao coeficiente do efeito janeiro observado no modelo. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada ano; Cap: média mensal, no respectivo ano, da razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo. Rot: média mensal, no respectivo ano, do total de compras e vendas de ações realizadas pelo fundo, dividido pelo PL do fundo ao final do mês. FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Período de janeiro de 2005 a dezembro de 2022, em razão da indisponibilidade de dados para estimação das variáveis anuais em 2023.

Fonte: elaboração própria.

Similarmente, também a partir de modelo de regressão estimado para cada fundo, porém sem controles, foram realizados novos testes com variáveis independentes de interesse correspondentes a *dummies* que identificaram os fundos com coeficientes positivos para as respectivas anomalias de calendário, cujo nível de significância admitido foi de até 10%. A Tabela 23 reporta os resultados para o efeito da exploração das anomalias de calendário no alfa, a partir das *dummies* que definem os fundos que, supostamente, exploraram sazonalidades de retorno, em modelos de regressão sem controles.

Tabela 25 – Efeito da exploração das anomalias de calendário no desempenho (alfa), com *dummies* para identificação de fundos que, supostamente, exploraram as anomalias de calendário, em modelos sem variáveis de controle

Alpha	1	2	3	4	5
Alpha t-1	-0,0371***	-0,0026	-0,0183*	0,0033	-0,0079
Seg Pos. (R)	-0,0003***	-0,0002***			
Vdm Pos. (R)	-0,0002***		-0,0002***		
Fer Pos. (R)	-0,0001***			-0,0001***	
Jan Pos. (R)	-0,0003***				-0,0002***
Tam	-0,0001***	-3,70E-05***	-4,01E-05***	-3,89E-05***	-3,80E-05***
Cap	0,0001***	0,0004***	0,0004***	0,0004***	0,0004***
FIC	4,07E-05*	0,0001***	0,0001***	0,0001***	0,0001***
Excl	-0,0002***	-0,0001*	-0,0001**	-0,0001*	-0,0001*
Rot	0,0001***	0,0001**	0,0001***	0,0001***	0,0001***
Ano	Sim	Não	Não	Não	Não
VIF máx.	10,87	< 5	< 5	< 5	< 5

Notas: Alpha: alfa de Jensen, calculado a cada ano para fundos com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano; Alpha t-1: variável Alpha defasada em t-1. Para mensurar as variáveis *dummies* de interesse [Seg Pos. (R), Vdm Pos. (R), Fer Pos. (R), Jan Pos. (R)] foi estimado um modelo de regressão para cada fundo com pelo menos 120 observações de retorno no respectivo ano. A variável dependente do modelo foi o retorno diário do fundo. As variáveis independentes de interesse constituíram-se em *dummies* para as quatro anomalias de calendário consideradas. O modelo não incluiu variáveis de controle. Seg Pos. (R): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito dia da semana pelo menos ao nível de significância de 10%; Vdm Pos. (R): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito virada do mês pelo menos ao nível de significância de 10%; Fer Pos. (R): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito feriado pelo menos ao nível de significância de 10%; Jan Pos. (R): *dummy* que indica os fundos que, no ano, apresentaram o coeficiente positivo para o efeito janeiro pelo menos ao nível de significância de 10%. Tam: logaritmo natural do patrimônio do fundo no início de cada ano; Cap: média mensal, no respectivo ano, da razão entre a captação líquida (diferença entre aportes e resgates financeiros) e o PL do fundo. Rot: média mensal, no respectivo ano, do total de compras e vendas de ações realizadas pelo fundo, dividido pelo PL do fundo ao final do mês. FIC: variável *dummy* que recebe 1 para fundos de cotas, e 0 para os demais; Excl: variável *dummy* que recebe 1 para fundos exclusivos, e 0 para os demais. Período de janeiro de 2005 a dezembro de 2022, em razão da indisponibilidade de dados para estimação das variáveis anuais em 2023.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados observados na Tabela 24 e na Tabela 25 reforçam as conclusões obtidas por meio da análise dos demais testes efetuados e indicados no decorrer desta seção de resultados. Isso porque os modelos, tal como extensivamente documentado nas tabelas anteriores, sugerem a existência de relação negativa e estatisticamente significativa entre as diferentes métricas empregadas na representação das anomalias de calendário e o desempenho dos fundos, sendo este mensurado pelo alfa de Jensen. Deste modo, pode-se dizer que existem evidências suficientes que levam ao entendimento de que as anomalias de calendário não se traduzem em fonte de retorno extraordinário aos fundos que, eventualmente, as exploram.

Como forma de sintetizar os achados a partir dos modelos econométricos cujos resultados foram documentados e reportados nas tabelas anteriores, a Tabela 26 apresenta um resumo geral das relações identificadas, em termos de quantidade, para os sinais positivos (+), negativos (-) e não significativos (Ø). Isso significa dizer, por exemplo, que o número 2 observado na Tabela 26 para a variável *Aloc. Seg* na coluna com símbolo (-) do Alpha denota que em dois modelos verificou-se relação negativa e estatisticamente significativa entre o índice de alocação em ações sujeitas ao efeito dia da semana e o alfa de Jensen.

Tabela 26 – Resumo geral das relações identificadas (quantidade) nos modelos reportados

Variável	Alpha			Sharpe		
Efeito	+	-	Ø	+	-	Ø
Aloc. Seg	0	2	2	1	2	1
Aloc. Vdm	0	4	0	0	3	1
Aloc. Fer	0	3	1	0	3	1
Aloc. Jan	0	3	1	1	2	1
Seg Pos. (D)	0	4	0	3	1	0
Vdm Pos. (D)	0	4	0	2	2	0
Fer Pos. (D)	0	4	0	3	0	1
Jan Pos. (D)	0	4	0	3	0	1
Seg Pos. (E)	0	2	0	0	0	0
Vdm Pos. (E)	0	2	0	0	0	0
Fer Pos. (E)	0	2	0	0	0	0
Jan Pos. (E)	0	2	0	0	0	0
Seg Pos. (R)	0	2	0	0	0	0
Vdm Pos. (R)	0	2	0	0	0	0
Fer Pos. (R)	0	2	0	0	0	0
Jan Pos. (R)	0	2	0	0	0	0
Total	0	44	4	13	13	6

Notas: + efeito positivo e estatisticamente significativo ao nível de 10%; - efeito negativo estatisticamente significativo ao nível de 10%; Ø efeito não significativo.

Fonte: Elaboração própria.

Percebe-se na Tabela 26 que grande parte dos modelos estimados, nos quais a métrica de desempenho considerada foi o alfa de Jensen, apresentou relação inversa ao que seria esperado a partir do conjunto de hipótese H_2 , isto é, uma relação positiva e estatisticamente significativa entre a exploração das anomalias de calendário e o desempenho dos fundos. A despeito dos resultados em treze modelos com índice de Sharpe estarem condizentes com o conjecturado pelas hipóteses, ainda assim as evidências são insuficientes para corroborá-las,

haja vista que em outros trezes modelos os achados se mostram similares aos verificados com o alfa de Jensen. Daí a conclusão de que as anomalias de calendário não se traduzem, necessariamente, em benefícios aos fundos que as exploram.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese teve o objetivo de investigar a performance ajustada ao risco dos fundos de investimento em ações brasileiros, a fim de identificar eventual exploração estratégica das anomalias de calendário com vistas à obtenção de retornos extraordinários. Para tanto, foi necessário examinar os dados de retornos históricos das ações negociadas no mercado de capitais brasileiro, bem como a composição das carteiras dos fundos de investimento em ações nacionais. A amostra contemplou, portanto, dados de preço diário de 669 ações e informações de 7.147 fundos de investimento no período de 2005 a 2023. O período amostral foi selecionado tendo como base a disponibilidade de dados no momento da coleta.

Para examinar a existência de padrões sazonais nos retornos das ações, foram estabelecidas variáveis *dummies*, de modo a identificar os retornos nos meses de janeiro (efeito janeiro), nas segundas-feiras (efeito dia da semana), nos dias imediatamente anteriores a feriados (efeito feriado) e no último dias do mês e primeiros três dias do mês subsequente (efeito virada de mês). As *dummies* constituíram-se em regressores do logaritmo natural do retorno diário em modelos ARMA(1,1)-GARCH(1,1). Além disso, estatísticas descritivas e recortes por setores, regiões e características das firmas foram considerados, com o intuito de fornecer evidências adicionais acerca das particularidades das ações mais sujeitas às anomalias de calendário.

Identificadas as ações com padrões sazonais de retorno, partiu-se para a análise da composição das carteiras dos fundos de investimento, como forma de verificar a eventual exploração das anomalias de calendário na busca por performance superior. Para mensuração das variáveis independentes de interesse (alocação em ações sujeitas às anomalias de calendário por parte dos fundos), foi criado um índice relativo de alocação composto pelas movimentações de compra e venda de ações com padrões sazonais de retorno. Logo, houve uma variável de interesse para cada uma das quatro anomalias de calendário avaliadas. Ademais, para fins de robustez, três outras métricas alternativas para as variáveis de alocação foram contempladas.

Utilizou-se o alfa de Jensen como medida de performance ajustada ao risco dos fundos de investimento, incluída como variável dependente nos modelos. O cálculo do alfa de Jensen foi feito para cada mês existente no período compreendido entre janeiro de 2005 a abril de 2023, considerando dados diários. Testes de robustez foram feitos tendo o índice de Sharpe como métrica de desempenho, com alterações na periodicidade dos dados e com a exclusão de observações com prêmio pelo risco negativo.

As variáveis supracitadas foram analisadas a partir de modelos de regressão com dados em painel. Em razão da existência de *missing values* para alguns fundos ao longo do tempo, o banco de dados empregado qualifica-se em painel desbalanceado. Os modelos foram estimados com efeitos fixos e erros-padrão robustos à heterocedasticidade. Os *outliers* foram tratados com o procedimento *winsorize*, ao limite de 2% em cada cauda da curva, tanto para as variáveis de desempenho como para as de alocação dos fundos. A avaliação de eventuais problemas de multicolinearidade foi feita através da estatística VIF.

As evidências encontradas sugerem que ações emitidas por firmas com determinadas características se mostram mais sujeitas às anomalias de calendário. Por exemplo, o efeito dia da semana foi identificado com maior prevalência em firmas com índices de liquidez e *book-to-market* considerados como médios e altos. No caso da anomalia referente à véspera de feriado, as maiores frequências foram observadas em firmas de alta rentabilidade e liquidez. Por sua vez, a presença do efeito virada do mês foi verificada, em maior número, em ações de companhias com baixos índices para *book-to-market* e liquidez. Dentre os padrões sazonais de retorno investigados, o efeito janeiro foi aquele de menor ocorrência.

Outro achado diz respeito à identificação de ciclos temporais nos padrões sazonais de retorno das ações negociadas no mercado de capitais brasileiro. Isso porque foram documentadas alternâncias na ocorrência de todas as anomalias de calendário (efeitos janeiro, feriado, virada do mês e dia da semana) ao longo do tempo. Os resultados apontam para movimentos de alta e baixa na frequência relativa de ativos com anomalia identificada no período entre 2005 e 2022. Sendo assim, pode-se dizer que as sazonalidades de retorno das ações brasileiras são compatíveis aos fundamentos da hipótese dos mercados adaptativos, os quais pressupõem ciclos de eficiência de mercado a depender das condições do ambiente.

No que tange à performance dos fundos que aparentam explorar as anomalias de calendário, os resultados revelam que os fundos com maiores níveis de alocação mensal em ações cujos retornos estão sujeitos a sazonalidades, especificamente os efeitos do dia da semana, da virada de mês, do feriado e de janeiro, não apresentaram melhor desempenho a partir do alfa de Jensen. Pode-se dizer ainda que esses resultados foram similares com testes que envolveram o índice de Sharpe como métrica de performance ajustada ao risco, assim como nos modelos nos quais as variáveis foram calculadas com periodicidade distinta, a anual no caso. Sendo assim, as evidências documentadas vão contra às hipóteses elencadas, as quais conjecturavam a ocorrência de retornos extraordinários positivos aos fundos que explorassem, de maneira estratégica, as anomalias de calendário.

Entende-se que os resultados desta pesquisa contribuem no sentido de documentar, ainda em períodos mais recentes, a ocorrência de padrões sazonais de retorno no mercado brasileiro, mesmo com os avanços observados ao longo do tempo em termos de eficiência de mercado. Conforme exposto no decorrer desta tese, as evidências acerca da existência de anomalias de calendário no Brasil, sobretudo em anos recentes, são inconclusivas, dados os achados divergentes na literatura. Sendo assim, espera-se que este estudo auxilie também na solidificação do conhecimento que se tem acerca desse fenômeno.

Por contemplar recortes para as características básicas das firmas, em termos descritivos, e estimar os efeitos das anomalias para cada ativo da amostra, espera-se ainda que esta pesquisa possa complementar estudos anteriores que tiveram como foco índices de ações. A análise individualizada por ação, da forma como foi feita neste estudo, permite evidenciar a existência e a frequência de ativos sujeitos às anomalias de calendário, indicando a possibilidade de se construir estratégias de investimento com base em ativos individuais, como, por exemplo, a de comprar uma ação na segunda-feira e vendê-la na sexta-feira, aproveitando-se da anomalia do dia da semana.

A despeito do indicativo de que os padrões sazonais de retorno não representam, necessariamente, recurso estratégico por meio do qual os fundos de ações brasileiros obtêm performance ajustada ao risco superior, esses resultados constituem indicativo de que pesquisas posteriores devem ampliar a análise considerando medidas alternativas para a identificação da exploração de padrões sazonais de retorno pelos fundos. Isso porque a presunção da exploração das anomalias de calendário a partir das negociações de compra e venda de ações com retornos sazonais constitui uma limitação. Logo, ainda existem lacunas que estudos futuros poderiam preencher no sentido de verificar, diretamente, mediante contato com analistas e gestores de fundos, seus conhecimentos e percepções acerca das anomalias de calendário como potencial fonte de recurso estratégico na busca por melhores retornos.

Por fim, ainda para pesquisas futuras, recomenda-se que outras anomalias de calendário sejam consideradas, ou mesmo novas maneiras de mensuração diferentes daquelas abordadas nesta tese, uma vez que existem variações quanto às maneiras de observação do efeito dia da semana, feriado e virada de mês. Outras métricas não foram aqui empregadas em virtude de quatro padrões sazonais de retorno distintos já terem sido considerados. Além disso, outras possibilidades envolvem o uso de dados de mercados correlatos ao brasileiro (e.g. BRICS) ou mesmo a comparação com economias desenvolvidas, em virtude dos diferentes estágios de eficiência de mercado de cada país. As especificidades das diferentes

categorias dos fundos também poderiam ser exploradas futuramente, a partir das classificações da ANBIMA.

REFERÊNCIAS

AGUDELO, D. A.; GUTIERREZ, A. Macroeconomic news and the stock market: The case of Latin America. **Academia Revista Latinoamericana de Administración**, n. 48, p. 46-60, 2011.

AKBALIK, M.; OZKAN, N. Day of the week effect in the stock markets of fragile five countries after 2008 global financial crisis. In: **Global Financial Crisis and Its Ramifications on Capital Markets: Opportunities and Threats in Volatile Economic Conditions**, p. 507-518, 2017. https://doi.org/10.1007/978-3-319-47021-4_35

ALEKNEVIČIENĖ, V.; KVIEDARAITIENĖ, L.; ALEKNEVIČIŪTĖ, E. Semi-Strong Form Efficiency in the Baltic Stock Markets under Changing Economic Situation. **Engineering Economics**, v. 29, n. 5, 2018. <https://doi.org/10.5755/j01.ee.29.5.19083>

ALEXAKIS, C.; PATRA, T.; POSHAKWALE, S. Predictability of stock returns using financial statement information: evidence on semi-strong efficiency of emerging Greek stock market. **Applied Financial Economics**, v. 20, n. 16, p. 1321-1326, 2010. <https://doi.org/10.1080/09603107.2010.482517>

AL-KHAZALI, O.; MIRZAEI, A. Stock market anomalies, market efficiency and the adaptive market hypothesis: Evidence from Islamic stock indices. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 51, n. 1, p. 190-208, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.10.001>

ANDERSON, L. R.; GERLACH, J. R.; DITRAGLIA, F. J. Yes, Wall Street, there is a January effect! Evidence from laboratory auctions. **Journal of Behavioral Finance**, v. 8, n. 1, p. 1-8, 2007. <https://doi.org/10.1080/15427560709337012>

ANDRÁS, B. **A Framework for the Monetary Analysis of Cryptocurrencies**. Postgraduate thesis. Corvinus Business School Institute of Information Technology. 2018.

ARDIANSYAH, M.; QOYUM, A. Testing the semi-strong form efficiency of Islamic Capital Market with response to information content of dividend announcement: a study in Jakarta Islamic Index. **Journal of Modern Accounting and Auditing**, v. 8, n. 7, p. 1025, 2012.

ARIEL, R. A. A monthly effect in stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 18, n. 1, p. 161-174, 1987. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90066-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90066-3)

ARIEL, R. A. High stock returns before holidays: Existence and evidence on possible causes. **The Journal of Finance**, v. 45, n. 5, p. 1611-1626, 1990. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb03731.x>

ASSAF NETO, A. *Finanças Corporativas e Valor*. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2014.

BALABAN, E. Day of the week effects: new evidence from an emerging stock market. **Applied Economics Letters**, v. 2, n. 5, p. 139-143, 1995. <https://doi.org/10.1080/135048595357465>

BAMPI, R.; COLOMBO, J.; BARCELLOS, P. Sazonalidades no mercado de capitais: Rendimentos anormais relacionados a eventos do calendário nas bolsas de valores brasileira e norte-americana. In: Encontro Nacional de Engenharia de Produção. 29, 2009, Salvador, **Anais...** Salvador: ABEPRO, 2009.

BARONE, E. The Italian stock market: efficiency and calendar anomalies. **Journal of Banking & Finance**, v. 14, n. 2-3, p. 483-510, 1990. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(90\)90061-6](https://doi.org/10.1016/0378-4266(90)90061-6)

BARROS, L. A.; BERGMANN, D. R.; CASTRO, F. H.; SILVEIRA, A. D. M. Endogeneidade em regressões com dados em painel: Um guia metodológico para pesquisa em finanças corporativas. **Revista Brasileira de Gestão de Negócios**, v. 22, p. 437-461, 2020.

BASHER, S. A.; SADORSKY, P. Day-of-the-week effects in emerging stock markets. **Applied Economics Letters**, v. 13, n. 10, p. 621-628, 2006. <https://doi.org/10.1080/13504850600825238>

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**, v. 56, p. 100777, 2023. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2022.100777>

BELO, N. M.; BRASIL, H. G.. Assimetria informacional e eficiência semiforte do mercado. **Revista de Administração de Empresas**, v. 46, p. 48-57, 2006. <https://doi.org/10.1590/S0034-75902006000500004>

BENETTI, C.; FÁVERO, L. P. L. O efeito fim de semana no comportamento dos retornos dos índices de bolsa de valores: uma comparação entre sete países da América Latina e os EUA. **Revista de Economia e Administração**, v. 7, n. 3, 2008. <https://doi.org/10.11132/rea.2002.195>

BIRRU, J. Day of the week and the cross-section of returns. **Journal of Financial Economics**, v. 130, n. 1, p. 182-214, 2018. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.06.008>

BLANDÓN, J. G. Return seasonality in emerging markets. In: **The impact of the global financial crisis on emerging financial markets**. Emerald Group Publishing Limited, 2011.

BOMFIM, L. P. M.; SANTOS, C. M.; PIMENTA JÚNIOR, T. Processos de abertura de capital de empresas brasileiras em 2004 e 2005: razões e percepções. **Revista de Administração-RAUSP**, v. 42, n. 4, p. 524-534, 2007.

BONE, R. B.; RIBEIRO, E. P. Eficiência fraca, efeito dia-da-semana e efeito feriado no mercado acionário brasileiro: uma análise empírica sistemática e robusta. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 6, p. 19-37, 2002. <https://doi.org/10.1590/S1415-65552002000100003>

BORGES JÚNIOR, D. M.; MALAQUIAS, R. F. Performance dos fundos de investimento em cotas no Brasil. **Revista Catarinense da Ciência Contábil**, v. 17, n. 51, p. 75-88, 2018. <https://doi.org/10.16930/2237-7662/rccc.v17n51.2568>

BORGES JÚNIOR, D. M.; MALAQUIAS, R. F. Restrições de resgate em fundos de ações, liquidez dos ativos e desempenho. **Revista de Administração de Empresas – RAE**, v. 59, n. 1, p. 43-56, 2019. <https://doi.org/10.1590/s0034-759020190105>

BOSSAN, V.; PIMENTEL, R. C. Fundos de investimento em ações no Brasil: Análise de desempenho e seus determinantes. **Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace**, v. 12, n. 2, p. 1-21, 2022. <https://doi.org/10.13059/racef.v13i2.778>

BRUSA, J.; LIU, P.; SCHULMAN, C. The “reverse” weekend effect: the US market versus international markets. **International review of financial analysis**, v. 12, n. 3, p. 267-286, 2003. [https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(03\)00011-5](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(03)00011-5)

BUSSE, J. A.; GOYAL, A.; WAHAL, S. Performance and persistence in institutional investment management. **The Journal of Finance**, v. 65, n. 2, p. 765-790, 2010. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01550.x>

CABELLO, A; ORTIZ, E. Day of the week and month of the year effects at the Latin American emerging markets. In: **Latin American financial markets: Developments in financial innovations**. Emerald Group Publishing Limited, 2004.

CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. Análise empírica da reação do mercado de capitais brasileiro aos anúncios de fusões e aquisições ocorridos entre 1994 e 2001. **Revista de Administração-RAUSP**, v. 42, n. 4, p. 468-481, 2007.

CAMARGOS, M. A.; ROMERO, J. A. R. Análise empírica da reação do mercado de capitais brasileiro a eventos corporativos: teste conjunto da hipótese de eficiência do mercado. **REGE Revista de Gestão**, v. 13, n. 3, p. 57-74, 2006.

CARHART, M. M. On persistence in mutual fund performance. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 57-82, 1997. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>

CARVALHO, D. B. S.; ROSA, A. A. S.; RIBEIRO, K. C. S.; CARVALHO, L. C. Se correr, o bicho pega: Análise da relação capital de giro e custo de produtos vendidos na lucratividade das empresas brasileiras listadas na B3, de 2011 a 2020. In: Congresso Brasileiro de Custos. 28, 2021, Congresso Virtual, **Anais...** Congresso Virtual: Associação Brasileira de Custos, 2021.

CARVALHO, D. M.; CAMARGOS, M. A. Eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro, 2000-2010: um estudo de evento dos anúncios de distribuição de dividendos. **Revista Produção Online**, v. 13, n. 4, p. 1227–1251, 2013. <https://doi.org/10.14488/1676-1901.v13i4.1196>

CARVALHO, L. F.; MALAQUIAS, R. F. Anomalias de calendário no mercado brasileiro: uma análise com empresas pertencentes ao IGC. 2012. **Contextus - Revista Contemporânea de Economia e Gestão**, v. 10, n. 2, p. 25-35, 2012. <https://doi.org/10.19094/contextus.v10i2.32147>

CAVALCANTE FILHO, E.; DE LOSSO, R.; SANTOS, J. C. S. Quais são os fatores de risco relevantes aos investidores? Evidências no mercado de fundos brasileiro. **Revista Brasileira de Gestão e Negócios**, v. 23, n. 1, p. 63-80, 2021.

CERETTA, P. S.; VIEIRA, K. M. Efeito Dia-Da-Semana no Mercado Brasileiro: Uma Análise Sob a Ótica Da Liquidez, do Retorno e da Volatilidade. **REAd-Revista Eletrônica de Administração**, v. 16, n. 3, p. 544-563, 2010.

CHATZITZISI, E.; FOUNTAS, S.; PANAGIOTIDIS, T. Another look at calendar anomalies. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 80, p. 823-840, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.04.001>

CHEN, H.; MALAQUIAS, R. F. Does individual fund shareholder structure matter? A study of exclusive funds in Brazil. **Review of Economics and Finance**, v. 12, n. 2, p. 1-15, 2018.

CHOUDHARY, K.; CHOUDHARY, S. Day-of-the-week effect: further empirical evidence. **Asia Pacific Business Review**, v. 4, n. 3, p. 67-74, 2008. <https://doi.org/10.1177/097324700800400307>

CICCONE, S. J. Investor optimism, false hopes and the January effect. **Journal of Behavioral Finance**, v. 12, n. 3, p. 158-168, 2011. <https://doi.org/10.1080/15427560.2011.602197>

COSTA JR, N. C. A.; CERETTA, P. S. Efeito dia da semana: evidência na América Latina. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, v. 8, n. 14, 2000.

DUBOIS, M.; LOUVET, P. The day-of-the-week effect: The international evidence. **Journal of Banking & Finance**, v. 20, n. 9, p. 1463-1484, 1996. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(95\)00054-2](https://doi.org/10.1016/0378-4266(95)00054-2)

EAKINS, S.; SEWELL, S. Tax-Loss Selling, Institutional Investors, and the January Effect: A Note. **Journal of Financial Research**, v. 16, n. 4, p. 377-384, 1993. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1993.tb00155.x>

EDELEN, R. M.; INCE, O. S.; KADLEC, G. B. Institutional investors and stock return anomalies. **Journal of Financial Economics**, v. 119, n. 3, p. 472-488, 2016. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.01.002>

EVANS, R. B. Mutual Fund Incubation. **The Journal of Finance**, v. 65, n. 4, p. 1581-1611, 2010. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01579.x>

FAJARDO, J.; PEREIRA, R. Efeitos sazonais no índice Bovespa. **BBR - Brazilian Business Review**, v. 5, n. 3, p. 244-254, 2008. <https://doi.org/10.15728/bbr.2008.5.3.5>

FAMA, E. F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Luck versus skill in the cross section of mutual fund returns, **The Journal of Finance**, v. 65, n. 5, p. 1915–1947, 2010. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01598.x>

FAMÁ, R.; CIOFFI, P. L. M.; COELHO, P. A. R. Contexto das finanças comportamentais: anomalias e eficiência do mercado de capitais brasileiro. **Revista de Gestão USP**, v. 15, n. 2, p. 65-78, 2008. <https://doi.org/10.5700/rege331>

FAMA; E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)

FANG, J.; KEMPF, A.; TRAPP, M. Fund manager allocation. **Journal of Financial Economics**, v. 111, n. 3, p. 661-674, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.11.003>

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados: estatística e modelagem multivariada com Excel®, SPSS® e Stata®**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.

FERNANDES, A. R.; FONSECA, S. E.; IQUIAPAZA, R. A. Modelos de mensuração de desempenho e sua influência na captação líquida de fundos de investimento. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 29, n. 78, p. 435-451, 2018.

FERNANDES, M. S.; HAMBERGER, P. A. V.; VALLE, A. C. M. Análise Técnica e Eficiência dos Mercados Financeiros: Uma Avaliação do Poder de Previsão dos Padrões de Candlestick. **Revista Evidenciação Contábil & Finanças**, v. 3, n. 3, p. 35-54, 2015. <https://doi.org/10.18405/recfin20150303>

FERSON, W. E.; HEUSON, A.; SU, T. Weak-form and semi-strong-form stock return predictability revisited. **Management Science**, v. 51, n. 10, p. 1582-1592, 2005. <https://doi.org/10.1287/mnsc.1050.0396>

FRENCH, K. R. Stock returns and the weekend effect. **Journal of Financial Economics**, v. 8, n. 1, p. 55-69, 1980. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90021-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90021-5)

GABRIEL, F. S.; RIBEIRO, R. B.; RIBEIRO, K. C. S. Hipóteses de mercado eficiente: um estudo de eventos a partir da redução do IPI. **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, v. 3, n. 1, p. 36-52, 2013.

GAIO, L. E.; ALVES, K. L.; PIMENTA JÚNIOR, T.. O mercado acionário brasileiro do novo milênio: um teste de eficiência. **BBR-Brazilian Business Review**, v. 6, n. 3, p. 231-246, 2009. <https://doi.org/10.15728/bbr.2009.6.3.1>

GAO, X.; WANG, Y. Mining the Short Side: Institutional Investors and Stock Market Anomalies. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Forthcoming, 2022. <https://doi.org/10.1017/S0022109022000527>

GIBBONS, M. R.; HESS, P. Day of the week effects and asset returns. **The Journal of Business**, v. 54, n. 4, p. 579-596, 1981. <https://doi.org/10.1086/296147>

GKILLAS, K.; VORTELINOS, D. I.; BABALOS, V.; WOHAR, M. E. Day-of-the-week effect and spread determinants: Some international evidence from equity markets. **International Review of Economics & Finance**, v. 71, p. 268-288, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.09.003>

GROSSI, J. C.; MALAQUIAS, R. F. O efeito é o mesmo em todos os meses de janeiro? Sazonalidade e fluxo financeiro em fundos de ações. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 31, n. 84, p. 409-424, 2020.

GU, A. Y. The declining January effect: evidences from the U.S. equity markets. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, n. 2, p. 395-404, 2003. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(02\)00160-6](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(02)00160-6)

GUIDI, F.; GUPTA, R.; MAHESHWARI, S. Weak-form market efficiency and calendar anomalies for Eastern Europe equity markets. **Journal of Emerging Market Finance**, v. 10, n. 3, p. 337-389, 2011. <https://doi.org/10.1177/097265271101000304>

GUIMARÃES, D. P. G.; ARAÚJO, G. S.; BARBEDO, C. H. .S. É possível bater o Ibovespa com operações de análise técnica no mercado futuro?. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 15, p. 918-930, 2011. <https://doi.org/10.1590/S1415-65552011000500008>

GUIMARÃES, T. M.; MALAQUIAS, R. F. Desempenho de Fundos de Ações considerando Investimentos ESG, Restrições Financeiras e a Pandemia COVID-19. **BBR. Brazilian Business Review**, v. 20, p. 18-37, 2023. <https://doi.org/10.15728/bbr.2023.20.1.2.pt>

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: McGraw-Hill, 2009.

HANOUSEK, J.; FILER, R. K. The relationship between economic factors and equity markets in Central Europe. **Economics of Transition**, v. 8, n. 3, p. 623-638, 2000. <https://doi.org/10.1111/1468-0351.00058>

HASAN, M. A.; WADUD, M. A. Testing semi-strong form efficiency of Dhaka stock exchange. **Journal of Business & Economics**, v. 7, n. 2, p. 213, 2015. <https://doi.org/10.18034/gdeb.v4i2.137>

HAUGEN, R. A.; **The New Finance: The Case Against Efficient Markets**. 2. ed. Nova Jersey: Prentice Hall, 1999.

HOU, K.; XUE, C.; ZHANG, L. Replicating Anomalies. **The Review of Financial Studies**, v. 33, n. 5, p. 2019-2133, 2020. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhy131>

HSU, Y. T.; KOEDIJK, K. G.; LIU, H. C.; WANG, J. N. Further evidence on calendar anomalies. **European Financial Management**, v. 28, n. 2, p. 545-566, 2022. <https://doi.org/10.1111/eufm.12301>

JENSEN, M. C. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. **The Journal of Finance**, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1968. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x>

KEIM, D. B. Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. **Journal of Financial Economics**, v. 12, n. 1, p. 13-32, 1983. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90025-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90025-9)

KENOURGIOS, D.; SAMIOS, Y. Halloween effect and active fund management. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 80, p. 534-544, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.04.006>

KIM, J.; OK, Y.; PARK, Y. J. Institutional investors' trading response to stock market anomalies: evidence from Korea. **Sustainability**, v. 12, n. 4, p. 1420, 2020. <https://doi.org/10.3390/su12041420>

KINATEDER, H.; WEBER, K.; WAGNER, N. Revisiting calendar anomalies in BRICS countries. **Bulletin of Monetary Economics and Banking**, v. 22, n. 2, p. 213-236, 2019. <https://doi.org/10.21098/bemp.v22i2.1092>

KLING, G. Chinese institutional investors and Kamara's Monday effect. **Journal of Emerging Markets**, v. 10, n. 3, p. 40-47, 2005.

KRAMER, C. Macroeconomic seasonality and the January effect. **The Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1883-1891, 1994. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04785.x>

KUMAR, S. On the disappearance of calendar anomalies: have the currency markets become efficient?. **Studies in Economics and Finance**, v. 35, n. 3, p. 441-456, 2018. <https://doi.org/10.1108/SEF-08-2015-0192>

KUMAR, S. Revisiting calendar anomalies: Three decades of multicurrency evidence. **Journal of Economics and Business**, v. 86, p. 16-32, 2016. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2016.04.001>

KUNKEL, R. A.; COMPTON, W. S.; BEYER, S. The turn-of-the-month effect still lives: the international evidence. **International Review of Financial Analysis**, v. 12, n. 2, p. 207-221, 2003. [https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(03\)00007-3](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(03)00007-3)

LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; THALER, R. H.; VISHNY, R. W. Window dressing by pension fund managers. **The American Economic Review**, v. 81, n. 2, p. 227-231, 1991. <https://doi.org/10.3386/w3617>

LAKONISHOK, J.; SMIDT, S. Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. **The Review of Financial Studies**, v. 1, n. 4, p. 403-425, 1988. <https://doi.org/10.1093/rfs/1.4.403>

LEE, J.; JEON, H.; KANG, J.; LEE, C. Do actively managed mutual funds exploit stock market mispricing?. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 53, p. 101189, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101189>

LEE, M. L.; LEE, M. T. Institutional involvement and the REIT January effect over time. **Journal of Property Investment & Finance**, v. 21, n. 6, p. 435-449, 2003. <https://doi.org/10.1108/14635780310508612>

LEE, Y. K.; KIM, R. The turn-of-the-month effect and trading of types of investors. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 75, p. 101826, 2022. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101826>

LO, A. W. The adaptive markets hypothesis: Market efficiency from an evolutionary perspective. **Journal of Portfolio Management**, v. 30, n. 5, p. 15-29 2004. <https://doi.org/10.3905/jpm.2004.442611>

MACHADO, M. A. V.; CORDEIRO, R. A. Análise do efeito dia da semana no mercado acionário brasileiro. **Registro Contábil – ReCont**, v. 5, n. 1, p. 53-68, 2014a.

MACHADO, M. A. V.; CORDEIRO, R. A. Anomalias de calendário e retorno acionário: Análise do efeito dia da semana e setor da economia. **Revista Ambiente Contábil**, v. 6, n. 2, p. 75-93, 2014b.

MADUREIRA, L. L.; LEAL, R. P. C. Elusive anomalies in the Brazilian stock market. **International Review of Financial Analysis**, v. 10, n. 2, p. 123-134, 2001. [https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(01\)00045-X](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(01)00045-X)

MALAQUIAS, F. F. O.; MALAQUIAS, R. F.; SOUZA, F. E. A.; MAMEDE, S. P. O efeito smart money em períodos de crise financeira. **Revista Ambiente Contábil**, v. 8, n. 1, p. 323-342, 2016. <https://doi.org/10.21680/2176-9036.2016v8n1ID6999>

MALAQUIAS, R. F.; BORGES JÚNIOR, D. M. Strategy, tax planning and liquidity constraints in investment funds. **Journal of Economic Studies**, v. 46, n. 4, p. 842-857, 2019. <https://doi.org/10.1108/JES-11-2017-0334>

MALAQUIAS, R. F.; GROSSI, J. C.; SANTOS, G. C.; SIQUEIRA, J. B. What happens in the Brazilian stock market when it is a holiday in the USA?. **Revista Contabilidade Vista & Revista**, v. 33, n. 3, p. 1-15, 2022. <https://doi.org/10.22561/cvr.v33i3.6517>

MALAQUIAS, R. F.; HERNANDES JÚNIOR, M. Períodos de lockup durante períodos de lockdown no contexto de fundos brasileiros. *Revista Contabilidade & Finanças*, v. 34, n. 91, p. 1-14, 2023. <https://doi.org/10.1590/1808-057x20221563.en>

MALAQUIAS, R. F.; MAMEDE, S. P. N. Efeito calendário e finanças comportamentais no segmento de fundos multimercados. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 19, p. 98-116, 2015. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac20152062>

MALKIEL, B. G. Efficient market hypothesis. In: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. **Finance**. Londres: Palgrave Macmillan, 1989. https://doi.org/10.1007/978-1-349-20213-3_13

MAMEDE, S. P. N.; MALAQUIAS, R. F. Monday effect in Brazilian hedge funds with immediate redemption. **Research in International Business and Finance**, v. 39, p. 47-53, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.07.032>

MANGALA, D.; DHAWAN, M. Seasonality in stock returns: A study of emerging and developed stock markets. **Asia Pacific Business Review**, v. 5, n. 3, p. 89-96, 2009. <https://doi.org/10.1177/097324700900500309>

MANGALA, D.; LOHIA, V. The Day of the Week Effect in Stock Market Returns and Volatility: Evidence from BRIC Markets. **Indian Management Studies Journal**, v. 17, n. 1, p. 125-138, 2013.

MARQUES, A. L. M. Public holiday and weekend anomalies in the main Latin American stock markets. **Latin American Business Review**, v. 15, n. 2, p. 123-139, 2014. <https://doi.org/10.1080/10978526.2014.905155>

MARQUES, M. R.; SAMPAIO, J. O.; SILVA, V. A. B. Window dressing em fundos de investimento no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 31, n. 82, p. 116-128, 2020. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201908760>

MCCONNELL, J. J.; XU, W. Equity Returns at the Turn of the Month. **Financial Analysts Journal**, v. 64, n. 2, p. 49-64, 2008. <https://doi.org/10.2469/faj.v64.n2.11>

MCGUINNESS, P. B. A re-examination of the holiday effect in stock returns: The case of Hong Kong. **Applied Financial Economics**, v. 15, n. 16, p. 1107-1123, 2005. <https://doi.org/10.1080/09603100500359575>

MILACH, F. T.; KLOECKNER, G. O.; GALLI, O. C. Anomalias diárias no Ibovespa: verificação da persistência do efeito dia-da-semana. **Revista de Economia e Administração**, v. 8, n. 2, 2009. <https://doi.org/10.11132/rea.2009.286>

MIRALLES-QUIRÓS, M. M.; MIRALLES-QUIRÓS, J. L.; GONÇALVES, L. M. Estimação do Efeito Dia da Semana e Estratégias de Investimento no Mercado de Capitais Brasileiro. **Revista de Finanças Aplicadas**, v. 7, n. 4, p. 1-23, 2016.

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**, v. 8, n. 2, p. 1-29, 2021. <https://doi.org/10.1142/S2424786321410061>

NOGUCHI, A.; BORTOLUZZO, A. B.; ARAUJO, M. V. A direção do mercado acionário impacta o alfa de fundos?. **Brazilian Review of Finance**, v. 21, n. 2, p. 77-99, 2023. <https://doi.org/10.12660/rbfin.v21n2.2023.85926>

OGDEN, J. P. Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects. **The Journal of Finance**, v. 45, n. 4, p. 1259-1272, 1990. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb02435.x>

OLIVEIRA, D. F. **Mapeamento de Anomalias de Calendário na Bolsa de Valores de São Paulo**. 2020. 279 f. Dissertação de Mestrado (Mestrado em Economia) – Escola de Economia de São Paulo – EESP da Fundação Getúlio Vargas - FGV. Fundação Getúlio Vargas, 2020.

OMRAN, M.; FARRAR, S. V. Tests of weak form efficiency in the Middle East emerging markets. **Studies in Economics and Finance**, v. 23, n. 1, p. 13-26, 2006. <https://doi.org/10.1108/10867370610661927>

PAGNANI, E. P.; OLIVIERI, F. J. Instrumentos de avaliação de desempenho e risco no mercado acionário brasileiro: um estudo de anomalias de mercado na Bolsa de valores de São

Paulo (BOVESPA). **Revista Brasileira de Gestão de Negócios-RBGN**, v. 6, n. 16, p. 29-42, 2004.

PATEL, N.; SEWELL, M. Calendar anomalies: a survey of the literature. **International Journal of Behavioural Accounting and Finance**, v. 5, n. 2, p. 99-121, 2015. <https://doi.org/10.1504/IJBAF.2015.072405>

PETTENGILL, G. N. Holiday closings and security returns. **Journal of Financial Research**, v. 12, n. 1, p. 57-67, 1989. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1989.tb00101.x>

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**, v. 52, n. 1, p. 1-13, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101127>

PLASTUN, A.; SIBANDE, X.; GUPTA, R.; WO HAR, M. E. Rise and fall of calendar anomalies over a century. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 49, n. 1, p. 181-205, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.04.011>

POON, S. H. **A Practical Guide to Forecasting Financial Market Volatility**. John Wiley & Sons Ltd., 2005.

POTIN, S. A.; POTIN, S.; CUNHA, C. M. P. D.; 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**, v. 21, p. 320-347, 2015. <https://doi.org/10.1590/1413-2311.0202014.49501>

RÊGO, R. H. T.; MUSSA, A. Anomalias do mercado acionário: a verificação do efeito feriado no Ibovespa e IBrX-100 no período de 2002 a 2007. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade. 8, 2008, São Paulo, **Anais...** São Paulo: FEA/USP, 2008.

REINGANUM, M. R. The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. **Journal of Financial Economics**, v. 12, n. 1, p. 89-104, 1983. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90029-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90029-6)

RODRIGUEZ, W. K. Day of the week effect in Latin American Stock Markets. **Economic Analysis Review**, v. 27, n. 1, p. 71-89, 2012a. <https://doi.org/10.4067/S0718-88702012000100004>

RODRIGUEZ, W. K. Efecto día feriado en los principales mercados accionarios de Latinoamérica. **Contaduría y Administración**, v. 57, n. 2, p. 45-62, 2012b. <https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2012.184>

ROJAS, E.; KRISTJANPOLLER, W. Anomalías de calendario en los mercados accionarios latinoamericanos: una revisión mediante el procedimiento de Bonferroni. **Lecturas de Economía**, n. 81, p. 91-113, 2014. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n81a4>

ROLL, R. Vas ist das?. **The Journal of Portfolio Management**, v. 9, n. 2, p. 18-28, 1983. <https://doi.org/10.3905/jpm.1983.18>

ROMA, C. M. S.; FERREIRA, B. P.; AMARAL, H. F. Testando a forma fraca de eficiência na taxa de câmbio (BRL/USD). **Revista de Administração FACES**, v. 13, n. 3, p. 9-26, 2014.

ROSSI, M. The efficient market hypothesis and calendar anomalies: a literature review. **International Journal of Managerial and Financial Accounting**, v. 7, n. 3-4, p. 285-296, 2016. <https://doi.org/10.1504/IJMFA.2015.074905>

ROZEFF, M. S.; KINNEY JR, W. R. Capital market seasonality: The case of stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 3, n. 4, p. 379-402, 1976. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90028-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90028-3)

SALGADO, R. J. S.; RAMÍREZ, A. F.; ROMERO, L. N. The “day-of-the-week” effects in the exchange rate of Latin American currencies. **Revista Mexicana de Economía y Finanzas**, v. 14, p. 485-507, 2019. <https://doi.org/10.21919/remef.v14i0.419>

SALLES, A. A. Um exame do efeito dia da semana na volatilidade dos retornos do mercado de ações brasileiro. In: Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional. 37, 2005, Gramado, **Anais...** Gramado: SBPO, 2005.

SANTANA, V. F.; TROVATI, L. M. Pessimismo nas segundas-feiras: uma análise do efeito dia da semana no mercado de capitais brasileiro em períodos de crise e de estabilidade. **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, v. 4, n. 2, p. 38-53, 2014.

SANTOS, J. O.; MUSSA, A.; RÊGO, R. H. T.; SILVA, R. O. R. C. Anomalias do mercado acionário: a verificação do efeito segunda-feira no Ibovespa, no período de 1986 a 2006. In:

Congresso USP de Controladoria e Contabilidade. 7, 2007, São Paulo, **Anais...** São Paulo: FEA/USP, 2007.

SEIF, M.; DOCHERTY, P.; SHAMSUDDIN, A. Seasonal anomalies in advanced emerging stock markets. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 66, p. 169-181, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2017.02.009>

SEYHUN, H. N. The January effect and aggregate insider trading. **The Journal of Finance**, v. 43, n. 1, p. 129-141, 1988. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb02593.x>

SHLEIFER, A. **Inefficient markets**: An introduction to behavioural finance. Nova Iorque: Oxford University Press, 2000. <https://doi.org/10.1093/0198292279.001.0001>

SIAS, R. W.; STARKS, L. T. The day-of-the-week anomaly: The role of institutional investors. **Financial Analysts Journal**, v. 51, n. 3, p. 58-67, 1995. <https://doi.org/10.2469/faj.v51.n3.1906>

SILVA, S. E.; IQUIAPAZA, R. A. Fundos de investimento socialmente responsáveis e fundos convencionais: Existem diferenças de desempenho?. **Revista Evidenciação Contábil & Finanças**, v. 5, n. 3, p. 4-21, 2017. <https://doi.org/10.18405/recfin20170301>

SILVA, S. E.; ROMA, C. M. S.; IQUIAPAZA, R. A. Turnover da carteira e o desempenho de fundos de investimentos em ações no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 31, n. 83, p. 332-347, 2020. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201909420>

SILVA, S. E.; SANTOS, J. H. C.; IQUIAPAZA, R. A. Desempenho, custos, idade e tamanho em fundos de investimentos em ações: Análise com uso de regressão quantílica. **Revista Evidenciação Contábil & Finanças**, v. 10, n. 3, p. 43-60, 2022.

SILVA, W. A. C.; MELO, A. O.; PINTO, E. A. Efeito dia da semana: análise de anomalias de retorno dos índices acionários no mercado brasileiro. **REGE-Revista de Gestão**, v. 20, n. 4, p. 477-495, 2013. <https://doi.org/10.5700/rege510>

SINGH, G.; BHATTACHARJEE, K.; KUMAR, S. Turn-of-the-month effect in three major emerging countries. **Managerial Finance**, v. 47, n. 4, p. 555-569, 2021. <https://doi.org/10.1108/MF-01-2020-0013>

SINGH, S. P. Stock market anomalies: Evidence from emerging BRIC markets. **Vision**, v. 18, n. 1, p. 23-28, 2014. <https://doi.org/10.1177/0972262913517329>

SOARES, T.; HERLING, L. H.; LIMA, M. V.; MORITZ, G. Day of the week effect and stock returns: Evidence from IBOVESPA. **Revista de Finanças Aplicadas**, v. 1, p. 1-12, 2014.

STEFFEN, H. C.; ZANINI, F. A. M. Abertura de capital no Brasil: percepções de executivos financeiros. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 23, p. 102-115, 2012. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772012000200003>

TADEPALLI, M. S.; JAIN, R. K. Persistence of calendar anomalies: insights and perspectives from literature. **American Journal of Business**, v. 33, n. 2., p. 18-60, 2018. <https://doi.org/10.1108/AJB-08-2017-0020>

TAVARES, V. B.; PENEDO, A. S. T. Fatores macroeconômicos, indicadores do fundo e tipo de gestor: O que influencia a captação líquida dos fundos de investimento no Brasil. **Revista Universo Contábil**, v. 18, n. 1, p. 1-23, 2022. <https://doi.org/10.4270/ruc.2022105>

TEIXEIRA, E. E. M.; BARBOSA, F. V.; ALMEIDA, F. A. M. Análise do Efeito Dia da Semana e das Modelagens ARCH/GARCH em Séries de Medidas de Liquidez e Retorno do Índice Bovespa. **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, v. 5, n. 3, 2010. https://doi.org/10.21446/scg_ufrj.v5i3.13221

TELES, P. P. P.; LIMA, G. A.; SILVA, S. E.; IQUIAPAIZA, R. A. Desempenho e risco de fundos de investimento em ações brasileiros no contexto da pandemia de COVID-19. **Revista Catarinense da Ciência Contábil**, v. 21, n. 1, p. 1-19, 2022. <https://doi.org/10.16930/2237-766220223282>

THALER, R. H. **Advances in behavioral finance**. New York: Russell Sage Foundation, 2005. <https://doi.org/10.1515/9781400829125>

TIȚAN, A. G. The efficient market hypothesis: Review of specialized literature and empirical research. **Procedia Economics and Finance**, v. 32, p. 442-449, 2015. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)01416-1](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01416-1)

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, p. 199-247, 2002. <https://doi.org/10.1590/S0034-71402002000200002>

URQUHART, A.; MCGROARTY, F. Calendar effects, market conditions and the Adaptive Market Hypothesis: Evidence from long-run US data. **International Review of Financial Analysis**, v. 35, n. 1, p. 154-166, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.08.003>

VASILEIOU, E. Is the turn of the month effect an “abnormal normality”? Controversial findings, new patterns and... hidden signs (?). **Research in International Business and Finance**, v. 44, p. 153-175, 2018. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.057>

VIEIRA, K. M.; CERETTA, P. S.; KRUEL, M.; CASARIN, F. The weekday effect and intraday seasonality: evidences in Brazilian stock market. **Espacios**, v. 33, n. 2, p. 9-17, 2012.

VIEIRA, M. D. V.; MAIA, V. M.; KLOTZLE, M. C.; PINTO, A. C. F. Modelo de Cinco Fatores de Risco: precificando carteiras setoriais no mercado acionário brasileiro. **Revista Catarinense da Ciência Contábil**, v. 16, n. 48, p. 86-104, 2017. <https://doi.org/10.16930/2237-7662/rccc.v16n48.2376>

WINKELRIED, D.; IBERICO, L. A. Calendar effects in Latin American stock markets. **Empirical Economics**, v. 54, p. 1215-1235, 2017. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1257-y>

YEN, G.; LEE, C. Efficient market hypothesis (EMH): past, present and future. **Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies**, v. 11, n. 02, p. 305-329, 2008. <https://doi.org/10.1142/S0219091508001362>

ZHANG, J.; LAI, Y.; LIN, J. The day-of-the-week effects of stock markets in different countries. **Finance Research Letters**, v. 20, p. 47-62, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.09.006>

ZHANG, W. Q.; HE, L. L.; LI, X. T. Research on the Semi Strong Efficiency of Chinese Stock Market. In: **Proceedings of the 23rd International Business Annual Conference**, 2016.

ZHONG, A. Institutional trading in stock market anomalies in Australia. **Accounting & Finance**, v. 62, n. 1, p. 893-930, 2022. <https://doi.org/10.1111/acfi.12813>