

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**



**PUC**  
**RIO**

**MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO**

**Sucessões de CEOs: Um Estudo de Evento em  
Empresas Familiares e Corporações**

Bernardo Trindade de Sousa

Número da matrícula: 2010371

Orientador: Walter Novaes

Rio de Janeiro, Junho de 2025

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO**

**Sucessões de CEOs: Um Estudo de Evento em  
Empresas Familiares e Corporações**

Bernardo Trindade de Sousa

Número da matrícula: 2010371

Orientador: Walter Novaes

Rio de Janeiro, Junho de 2025

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

*As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.*

## **Agradecimentos**

Agradeço, primeiramente, ao Professor Walter Novaes, pela orientação cuidadosa e compreensiva, e pelas contribuições ao longo da elaboração deste trabalho.

Ao corpo docente e aos colegas de graduação do Departamento de Economia da PUC-Rio, cujas discussões e aprendizados enriqueceram a minha trajetória e tornaram a experiência acadêmica ainda mais proveitosa.

Ao Professor Marcelo Mello, por seus conselhos atentos e por todo o apoio ao longo da minha trajetória acadêmica e na elaboração desta monografia.

À minha família, pelo apoio incondicional e incentivo, em todos os momentos. Aos amigos, pela companhia e suporte ao longo do curso.

Por fim, agradeço à Opportunity Gestora e a todos os colegas de trabalho, por terem sido um elo complementar - e fundamental - na minha formação acadêmica, profissional e pessoal.

# Sumário

<b>Agradecimentos</b> . . . . .	<b>4</b>
<b>Sumário</b> . . . . .	<b>5</b>
<b>1</b> <b>Introdução</b> . . . . .	<b>7</b>
<b>2</b> <b>Literatura Relacionada</b> . . . . .	<b>8</b>
2.1 Governança Corporativa e Estrutura de Propriedade . . . . .	8
2.2 Impacto do Afastamento de CEOs . . . . .	10
2.3 Empresas Familiares e Corporation no Processo de Sucessão . .	11
2.4 Reação do Mercado a Eventos Inesperados . . . . .	12
2.5 Arcabouço teórico: Estudo de Eventos . . . . .	12
<b>3</b> <b>Motivação</b> . . . . .	<b>13</b>
<b>4</b> <b>Metodologia</b> . . . . .	<b>14</b>
<b>5</b> <b>Dados - Processo de Coleta</b> . . . . .	<b>14</b>
<b>6</b> <b>Estatísticas Descritivas da Amostra</b> . . . . .	<b>17</b>
<b>7</b> <b>Regressões e Resultados</b> . . . . .	<b>20</b>
7.1 Regressão Base: . . . . .	20
7.2 Modelos com Interações: . . . . .	23
<b>8</b> <b>Robustez</b> . . . . .	<b>32</b>
<b>9</b> <b>Conclusão</b> . . . . .	<b>37</b>
<b>10</b> <b>Referências Bibliográficas</b> . . . . .	<b>39</b>
<b>11</b> <b>Anexo</b> . . . . .	<b>41</b>

## Resumo

Esta monografia traz uma análise das percepções de investidores sobre a governança corporativa em empresas de capital aberto no Brasil, com foco em eventos de sucessão de CEOs. O estudo compara a reação do mercado, primeiramente, entre empresas de controle familiar e corporações, mas também sobre outros aspectos específicos.

Foram coletadas 119 ocorrências de afastamentos de CEOs entre 2001 e 2025, que abrangem 79 companhias de variados setores. A metodologia utilizada foi a de estudo de eventos, com cálculo de retornos anormais das ações em uma janela de cinco dias ao redor do anúncio do afastamento. Para isso, foram estimadas regressões controlando para fatores de mercado e testando interações com características das empresas e do evento (ocorrência).

Os resultados indicam que, de forma agregada, não há reação sistemática do mercado aos afastamentos de CEOs. Porém, quando controlamos para características específicas, dois achados se destacam: (i) em empresas familiares, o impacto negativo é significativo e ocorre de forma retardada, no segundo dia após o evento; (ii) afastamentos imediatos geram reação negativa e significativa já no dia do anúncio. Esses efeitos vão em linha com a literatura de Bennedsen et al. (2007) e Clayton, Hartzell e Rosenberg (2005), que mencionam maior vulnerabilidade em transições abruptas e em empresas com controle familiar.

O estudo contribui para a literatura oferecendo evidências sobre como o mercado brasileiro reage a eventos inesperados de sucessão em diferentes estruturas de governança, a partir de uma base original de dados construída para este fim. Embora os resultados não tenham revelado padrões estatisticamente robustos, são levantadas hipóteses sobre como diferentes estruturas de governança podem influenciar essa reação.

### Palavras-chave:

Governança Corporativa, Empresas Familiares, Afastamento de CEO, Estudo de Evento, Retornos Anormais, Mercado Acionário Brasileiro.

## Abstract

This work provides an analysis of investor's perceptions of corporate governance in publicly listed companies in Brazil, with a focus on CEO succession events. The

study compares market reactions between family-controlled firms and corporations.

The sample includes 119 CEO departures recorded between 2001 and 2025, covering 79 companies from multiple sectors. The methodology is based in an event study, calculating abnormal stock returns in a five-day window around the announcement of the departure of the CEO. Regressions were estimated controlling for market factors and testing interactions with firm and event characteristics.

On average, there is no systematic market reaction to CEO departures. However, when controlling for specific characteristics, two patterns are worth mentioning: (i) in family firms, the negative abnormal return is statistically significant and occurs with a delay, on the second trading day after the announcement; (ii) immediate departures trigger a significant negative reaction on the event day. These findings are consistent with the literature, particularly Bennedsen et al. (2007) and Clayton, Hartzell and Rosenberg (2005), which highlight greater vulnerability in abrupt transitions and family-controlled firms.

This study adds to the literature by analyzing how the Brazilian market reacts to unexpected CEO successions in firms with different governance structures, based on an original dataset built specifically for this. Although the results are not conclusive, the findings suggest possible links between governance and market perception.

**Keywords:**

Corporate Governance, Family Firms, CEO Turnover, Event Study, Abnormal Returns, Brazilian Stock Market.

## 1 Introdução

Muitas empresas ao redor do mundo, e particularmente no Brasil, seguem um modelo de governança familiar, ou seja, são geridas pelas famílias fundadoras, onde os proprietários também exercem controle direto sobre a gestão.

Esse modelo de combinação de propriedade e controle é frequentemente alvo de discussões na literatura acadêmica. Diversos estudos sugerem que a gestão familiar pode ser uma restrição ao desempenho da empresa, argumentando que a falta de profissionalização da administração resulta em decisões subótimas da gestão - como alocação de capital ruim, atraso na tomada de decisões estratégicas ou foco em objetivos não financeiros, como preservação do status da família - e limita o potencial

de crescimento e inovação [BERLE; MEANS, 1932; MORCK; YEUNG, 2003]. No entanto, há também uma visão de que o controle familiar pode ser positivo, pois proporciona uma perspectiva de longo prazo e um alto grau de alinhamento de interesses entre os gestores e os acionistas, resultando em uma maior estabilidade nas decisões estratégicas e comprometimento com o sucesso do negócio [ANDERSON; REEB, 2003].

Assim, a percepção sobre a governança familiar, em especial no que diz respeito a maximização de retornos para o acionista no longo prazo pode variar de acordo com o ponto de vista do investidor e as características específicas de cada empresa.

No entanto, resta saber se, de fato, a percepção sobre a qualidade da governança das empresas familiares é consistentemente inferior ou superior ao das empresas nas quais a propriedade é separada da gestão, como é o caso das grandes corporations. Esta questão é ainda mais relevante quando se trata de mudanças inesperadas na liderança, como o afastamento de um CEO. Será que, nessas circunstâncias, as empresas familiares são penalizadas pelo mercado de forma mais acentuada, ou até recebem uma reação positiva, sugerindo que os investidores veem a mudança como uma oportunidade de melhoria?

Este trabalho visa responder a essa questão através de uma análise empírica dos retornos anormais das ações de empresas que anunciaram o afastamento do CEO. Utilizando a metodologia de estudo de eventos e um modelo de mercado para calcular os retornos esperados da ação, esta monografia avalia se a percepção negativa sobre a governança familiar se reflete em uma reação diferenciada dos mercados. Investigando em que medida as características das empresas — como o fato de serem familiares ou não, se o afastamento foi imediato ou com período de transição claro e se o substituto anunciado era alguém que já trabalhava na empresa — indicam uma percepção de diferentes graus de profissionalismo na gestão, e se o afastamento da liderança, dadas estas características, implica em uma reação diferenciada dos mercados.

## 2 Literatura Relacionada

### 2.1 Governança Corporativa e Estrutura de Propriedade

A governança corporativa, em seu sentido mais amplo, refere-se ao conjunto de práticas e estruturas que definem como as empresas são administradas e controladas,

levando em consideração seus diferentes stakeholders (partes interessadas). Com o desenvolvimento de mercado de capitais, as grandes corporações frequentemente passaram a apresentar uma separação clara entre propriedade e controle, onde os acionistas possuem o capital (e assumem o risco), mas não participam ativamente da gestão. Essa é uma questão clássica de análises microeconômicas de conflito de agência, como discutido em Jensen e Meckling (1976), visto que a separação pode gerar situações em que os interesses dos gestores nem sempre estão alinhados com os dos acionistas.

Trazendo para o campo empírico, exemplos não faltam de casos em que esse conflito de agência gerou escândalos e prejuízos de grande magnitude, como na fraude da Enron, em que práticas contábeis questionáveis buscavam esconder do acionista algumas das decisões e métodos usados pela governança, como abordado no artigo “Is Enron Overpriced?” da Revista Fortune, em 2001.

Nas empresas familiares, essa separação entre propriedade e controle é menos evidente, já que com frequência os membros da família são quem ocupam as posições de gestão e decisão estratégica. Isso acaba criando um modelo em que propriedade e controle estão diretamente conectados. Villalonga e Amit (2006) afirmam que essa conexão direta entre propriedade e controle pode proporcionar estabilidade e uma visão de longo prazo. No entanto, os autores também destacam que essa configuração pode limitar a profissionalização e a eficiência na gestão.

Anderson e Reeb (2003) observaram que empresas familiares, quando bem administradas, podem apresentar um desempenho até superior no longo prazo em relação a corporações, devido ao alinhamento entre gestores e proprietários. Essa conexão, segundo os autores, reduz os custos de agência e poderia até aumentar a confiança dos investidores.

No contexto do Brasil, Silveira (2004) destaca que a estrutura de propriedade altamente concentrada, característica das empresas brasileiras, influencia diretamente na governança corporativa. Seu estudo investiga como as práticas de governança e os mecanismos de controle acionário, como acordos de acionistas, impactam o desempenho das empresas no país, ressaltando que as empresas familiares, enfrentam desafios relacionados à transparência e profissionalização.

La Porta et al. (1999) destacam que, em mercados desenvolvidos, onde por consequência há maior proteção aos direitos dos acionistas e transparência regulatória, as estruturas de governança tendem a ser mais descentralizadas e profissionalizadas. Essas características promovem maior confiança dos investidores na gestão

corporativa. Por outro lado, nos mercados emergentes – dentre os quais poderíamos enquadrar o Brasil - a governança frequentemente está concentrada em famílias ou pequenos grupos de controle, o que pode amplificar a incerteza, especialmente durante processos de transição de liderança, como os que são abordados nesta monografia.

## 2.2 Impacto do Afastamento de CEOs

O afastamento de um CEO, seja por motivos planejados ou inesperados, é um evento significativo para qualquer empresa. O CEO é o principal responsável pela estratégia da companhia e execução de planos corporativos, e sua saída pode gerar incertezas sobre a continuidade da liderança e a capacidade de manter estabilidade e posicionamento competitivo da empresa. No mercado financeiro, essas incertezas refletidas quase que imediatamente nos preços das ações, tornando o impacto do afastamento de CEOs um tema recorrente na literatura de finanças e governança corporativa.

Os efeitos de afastamentos planejados, como aposentadorias, tendem a ser menos pronunciados, pois a empresa geralmente comunica e estrutura a transição de liderança com alguma antecedência. Estudos como o de Clayton, Hartzell e Rosenberg (2005) indicam que o mercado reage de forma mais positiva quando o sucessor é interno, pois isso demonstra continuidade na estratégia corporativa.

Já os afastamentos não planejados, como os causados por problemas de saúde, conflitos internos, renúncias ou crises pessoais, dado seu caráter de “surpresa”, trazem um efeito de aleatorização do evento e geram reações mais intensas do mercado devido à imprevisibilidade. Bennedsen et al. (2007) mostram que afastamentos inesperados, especialmente por problemas de saúde, afetam negativamente o desempenho das empresas, com impacto ainda mais severo em estruturas de governança que já estavam fragilizadas.

Em empresas familiares, o afastamento do CEO é frequentemente mais complexo devido à relação estreita entre o líder e a identidade da empresa, tendo muitas vezes sido o fundador da companhia. Villalonga e Amit (2006) argumentam que, em empresas familiares, o mercado reage de forma mais preocupada e cautelosa a afastamentos inesperados, especialmente quando não há um sucessor claramente preparado para assumir o cargo. Por outro lado, em corporations (empresas não familiares), o impacto de um afastamento de CEO tende a ser menos pessoal e mais relacionado à percepção do mercado sobre a competência da liderança sucessora.

### **2.3 Empresas Familiares e Corporation no Processo de Sucessão**

A sucessão de liderança é um elemento central na governança corporativa, influenciando diretamente a estratégia e a estabilidade das organizações. Em empresas familiares, esse processo é especialmente complexo devido à interseção entre dinâmicas familiares e empresariais. Chabaud et al. (2021) destacam que a sucessão em empresas familiares não se limita à transferência de propriedade, mas acaba envolvendo também uma renovação estratégica necessária para garantir a longevidade da empresa.

De forma complementar, em Bennedsen et al. (2007), autores afirmam que a transição de poder é frequentemente vista como um momento de vulnerabilidade para essas empresas (familiares), em contraste com as corporations, que tendem a planejar a sucessão com antecedência, priorizando critérios técnicos e profissionais. Por outro lado, as empresas familiares frequentemente enfrentam tensões relacionadas à escolha de sucessores entre os membros da família, permeadas por abusos de poder e priorizando interesses familiares e de perpetuação, o que pode comprometer a estabilidade organizacional.

Além disso, a sucessão nas empresas familiares muitas vezes enfrenta limitações relacionadas à falta de formação acadêmica e experiência prática dos herdeiros. Royer et al. (2008) argumentam que o treinamento formal em gestão e liderança, combinado com experiências em empresas externas (que não a familiar), é crucial para preparar sucessores com as competências necessárias.

Empresas não familiares, em contramão, costumam utilizar ferramentas como consultorias externas e benchmarks (comparação com outras empresas similares pra definir um padrão de referência) para garantir que os processos sucessórios sejam comparáveis aos padrões de governança mais elevados, presentes em outras empresas, e que os cargos sejam ocupados por profissionais genuinamente qualificados- até por uma questão competitiva.

Estudos indicam que as famílias, em muitos casos, tendem a preferir que seus filhos sejam os sucessores, mesmo quando gestores externos poderiam ser mais técnicos e apropriados para liderar a empresa. Lee et al. (2003) observam que essa preferência persiste, a não ser que o sucessor interno seja claramente incapaz de exercer a função.

No contexto brasileiro, já vimos esse tipo de dinâmica, como no caso da Suzano, líder global na produção de papel e celulose, que em 2003 optou pelo caminho oposto, saindo de um governança familiar para um modelo com profissionais que não fossem

da família fundadora. Prezando por uma gestão profissional e de alto desempenho, David Feffer, então presidente da empresa, saiu do cargo, em um processo que ele mesmo intitula de “Harakiri Profissional” (ritual japonês de suicídio para preservar honra diante de falhas ou necessidade de mudança, nesse caso, usado de forma simbólica) no artigo “Forte e Gentil”, de sua autoria, no Estado de São Paulo, de 2016.

## **2.4 Reação do Mercado a Eventos Inesperados**

Eventos inesperados representam choques de informação que podem alterar significativamente as expectativas dos investidores sobre os prospectos futuros da empresa. O mercado, atuando como um mecanismo de antecipação, ajusta os preços das ações de forma a refletir o novo cenário e todas as informações disponíveis, como definido pela Hipótese do Mercado Eficiente. A intensidade e a direção dessa reação dependem de diversos fatores, incluindo a natureza do evento, a estrutura de governança da empresa no momento da notícia e a percepção dos investidores sobre a capacidade da organização de lidar com essas mudanças inesperadas.

Os eventos inesperados de caráter de sucessão e governança, como crises de saúde ou afastamentos repentinos de CEOs, geram reações mais intensas do que eventos planejados, como aposentadorias. Isso ocorre porque o mercado não tem tempo suficiente para ajustar suas expectativas de forma gradual.

## **2.5 Arcabouço teórico: Estudo de Eventos**

Estudo de Eventos é uma metodologia amplamente utilizada na pesquisa financeira para medir o impacto de eventos específicos no valor de mercado das empresas. Desenvolvida inicialmente por Fama, Fisher, Jensen e Roll (1969) e consolidada por Brown e Warner (1985), essa abordagem se baseia no pressuposto de que o preço das ações reflete as expectativas do mercado em relação ao desempenho futuro da empresa. Quando um evento inesperado ocorre, como o afastamento de um CEO, os investidores ajustam quase que de forma imediata suas expectativas, o que se manifesta nos preços das ações.

A metodologia consiste em identificar o impacto de um evento ao comparar os retornos observados das ações durante uma janela de evento – nesse estudo iremos considerar um período de 5 dias de pregão ao redor da data em que a informação

do afastamento se tornou pública - com os retornos esperados da ação, que são calculados com base no desempenho histórico da ação ou em modelos de mercado, como o CAPM (Capital Asset Pricing Model) - neste trabalho usamos um modelo simplificado, abordado no capítulo de Regressões e Resultados. A diferença entre esses retornos é chamada de retorno anormal, e a análise desse indicador permite inferir se o evento teve um impacto positivo, negativo ou insignificante no valor de mercado.

Além disso, estudos como o de Clayton, Hartzell e Rosenberg (2005) analisaram como o mercado reage à substituição de CEOs em diferentes contextos. Eles observaram que a reação depende de fatores como o motivo da substituição (desempenho ruim, aposentadoria ou questões pessoais) e a reputação do sucessor, reforçando a importância de considerar o contexto em que ocorreu a mudança e a percepção do mercado sobre a liderança antiga e nova no uso do Estudo de Eventos, como realizamos nesta monografia.

A metodologia de estudo de eventos fornece um ferramental adequado para analisar o impacto financeiro de eventos inesperados, como definido em MacKinley (1997), e fundamenta a proposta deste trabalho de medir retornos anormais em empresas brasileiras que passaram pelo afastamento de seus CEOs.

### **3 Motivação**

A governança corporativa, sucessão e controle familiar em empresas são tópicos centrais na economia e finanças corporativas, tendo influências claras na confiança dos investidores e no valor das ações. Estudos mostram que até em mercados mais desenvolvidos, onde a propriedade das empresas é mais pulverizada, um número significativo de empresas possui controle familiar - no mercado brasileiro isso se faz muito presente, com múltiplos casos de empresas relevantes, em diferentes setores.

Enquanto há estudos que abordam sucessões planejadas, poucos investigam o afastamento inesperado, especialmente comparando empresas familiares e não familiares. Essa diferença de impacto e reação do mercado é importante para se avaliar a percepção sobre a gestão e sucessão de liderança em empresas de diferentes estruturas de controle.

## 4 Metodologia

**Teórico:** A monografia foi baseada em estudos sobre governança corporativa e seus reflexos nas percepções do mercado, com enfoque na questão de empresas de controle familiar. Além de nos basearmos na teoria de retornos anormais e estudo de eventos para embasar a pesquisa.

**Empírico:** Estudo de Evento – avaliamos o movimento das ações de empresas em reação à eventos sobre a gestão da empresa, em uma janela de 5 dias (data-evento -2 à +2). Foram calculados através de regressões, os retornos anormais médios da amostra, isso é, o quanto o movimento da ação naquele período divergiu dos retornos médios ou esperados das ações das empresas no universo amostral. O trabalho consistiu na coleta de informações sobre os eventos, como a data exata do anúncio e o contexto do afastamento, usando como referência as reportagens veiculadas pelos principais portais especializados de notícias e notas de fato relevante divulgadas pelas empresas de capital aberto. Em seguida, foram coletados dados dos retornos diários da ação para uma janela de 230 dias antes e 2 dias posteriores à notícia, tanto para as ações da empresa em questão, quanto para o índice Ibovespa. Para o cálculo dos retornos anormais, determinamos os retornos esperados dessas companhias, utilizando um modelo de mercado, onde o retorno da ação foi modelado como uma função linear do retorno do Ibovespa, representada abaixo.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Assim controlamos para fatores mercadológicos e captamos somente o efeito anormal idiosincrático daquele evento, do afastamento. Por fim, realizamos testes estatísticos, incluindo testes F para avaliar a significância conjunta das interações entre características das empresas e a janela do evento e conduzimos análises de robustez, introduzindo variáveis adicionais, como alavancagem, rentabilidade e controle estatal, a fim de avaliar a estabilidade dos resultados obtidos.

## 5 Dados - Processo de Coleta

Para a realização do estudo, foram coletadas 119 ocorrências de afastamentos/-mudanças de diretoria, com foco no cargo de presidente executivo ou CEO, de 79

companhias listadas (ou que já foram listadas e porventura tenham sido deslistadas) no Brasil, de variados setores.

Como critério de seleção, foi determinado que só entrariam na coleta empresas cuja capitalização de mercado (Market Cap) na data da notícia fosse de, ao menos, 200 milhões de reais em valores de 2020 – valores das capitalizações de mercado foram ajustados pelo IPCA para preços de 2020, visando torná-los comparáveis – para garantir relevância da companhia, e que tenham sido negociadas ao menos uma vez nos 10 dias anteriores e posteriores ao afastamento do executivo, para garantir liquidez do papel.

Ademais, a janela temporal da amostra compreende o período de 2001 até 2025. A escolha por esse intervalo visa garantir a disponibilidade de notícias dos principais veículos de comunicação especializados sobre o afastamento do executivo. A partir de 2001, existe uma maior padronização na divulgação das notícias, em termos de portais e velocidade com que a notícia é postada em relação ao anúncio oficial pela empresa, isso possibilita uma melhora significativa na acessibilidade aos dados e à coleta.

A coleta, inicialmente, consistiu na identificação e seleção das companhias que entrariam na amostra – todas dos segmentos Novo Mercado e Nível 1 e 2 de Governança Corporativa da B3 (BDRs e ETFs não foram considerados) em 2025, ano de início da coleta. Ao todo, foram selecionadas 234 companhias.

Em seguida, com auxílio do modelo de Inteligência Artificial ChatGPT 4o, foram identificados os últimos CEOs de cada uma dessas empresas utilizando o prompt: ”identifique e liste os últimos 3 CEOs de cada uma das empresas da lista em anexo, que tenham exercido a função dentro do período de 2001 até março de 2025”. Nesse momento, 104 empresas foram excluídas da amostra, por dois principais motivos: (1) não passaram por um processo de mudança de CEO desde que foram listadas ou; (2) devido a uma não identificação dos últimos CEOs por parte do modelo, possivelmente por serem companhias de menor relevância no mercado brasileiro, dificultando a busca.

Com os dados das 130 empresas remanecentes, iniciou-se a parte mais longa da coleta. Foram buscadas, uma a uma, as primeiras notícias sobre o afastamento de cada um dos CEOs da lista - era necessário procurar manualmente para garantir que o CEO tenha de fato sido afastado e que a data usada no estudo fosse exata, isso é, que fosse a primeira vez que a informação se tornou pública.

Em diversos casos, o afastamento ocorreu, de fato, em uma data posterior a divulgação da notícia, assim, foi necessário procurar nos principais portais de notícias pela primeira informação divulgada. Além da ocorrência em si, na coleta manual foram identificadas outras características (que são melhor abordadas nessa monografia posteriormente) sobre o afastamento, buscando ampliar o escopo do estudo.

Adicionalmente, para cada ocorrência, foi coletada a data exata em que a notícia se tornou pública – consideramos a primeira data em que a notícia consta em algum portal em pesquisas pelo Google.

Na coleta, em muitos casos não foi possível identificar nenhuma notícia abordando o afastamento. Houve também casos em que a notícia mencionava que o afastamento já era aguardado pelo mercado e não foi possível identificar qual a data em que a notícia se tornou pública originalmente. Nesses casos, as empresas foram excluídas da amostra para fins de uso nas regressões. Nessa etapa, ao todo, foram coletadas 154 ocorrências, de 89 companhias.

Em seguida, aplicaram-se os filtros de market cap e liquidez para compor a base final de análise, garantindo sua consistência e relevância empírica. Na prática, das ocorrências identificadas no grupo de empresas, 35 foram excluídas da base (para fins de uso na regressão) por motivos de market cap, liquidez ou ausência de dados de preços diários na Bloomberg de companhias como Paranapanema, Aeris, Dotz e Agrogalaxy, entre outras.

Ao fim, foram utilizadas no estudo 119 ocorrências, de 79 empresas que preencheram todos os requisitos e onde foi possível coletar os dados necessários.

A amostra possui ainda os dados de preços diários e retornos intraday da ação e do índice Ibovespa para os 230 dias anteriores e 2 dias posteriores a data do afastamento (data evento 0). Só foram considerados dias úteis, ou seja, dias de pregão aberto, desconsiderando dias que não houve abertura de mercado. Esses dados foram utilizados para o cálculo dos retornos anormais e realização das regressões.

Ao todo, a amostra possui mais de 27 mil observações.

As fontes dos dados foram a Bloomberg, Portal de Dados Abertos da CVM, Portal de Relação com Investidores das companhias e os principais sites de notícias especializados, como Valor Econômico, Revista Exame, O Globo e Infomoney.

Finalmente, a base construída neste estudo é original e preenche uma lacuna importante na literatura sobre mudanças de liderança no mercado brasileiro. Não

existia, até então, um conjunto de dados estruturado nesse formato, com as datas exatas em que os afastamento de CEOs se tornaram públicos e com as características e particularidades de cada afastamento. A coleta manual, feita empresa por empresa a partir de múltiplas fontes públicas, exigiu um trabalho rigoroso de verificação e organização. O resultado é uma base abrangente e informativa, que permite a realização de análises úteis sobre os impactos desses eventos no mercado acionário.

## 6 Estatísticas Descritivas da Amostra

Na amostra, discriminamos as ocorrências através de algumas características:

1. **Empresa familiar:** uma das óticas do estudo é avaliar se as empresas em questão são familiares ou corporations, para determinar as percepções do mercado sobre as mudanças de diretoria em diferentes estruturas de governança. Para isso, foram definidas como empresas familiares aquelas cujo controle era de um único indivíduo ou família. Existem múltiplas ocorrências na coleta que se enquadram nesse caso, como a Suzano, Hypera, Natura, Cyrela etc.
2. **Saída imediata:** se o afastamento do executivo era de caráter imediato, isso é, se haveria algum período de transição para a entrada de outro executivo ou não.
3. **Substituto interno:** discrimina se, no momento da notícia, já havia sido anunciado um substituto, e se este já era um executivo da companhia ou alguém de fora.

No mais, foram coletados alguns indicadores de rentabilidade, alavancagem, liquidez e retorno das ações das companhias. Estes foram coletados sob 3 óticas:

- **Retorno nos 12 meses anteriores à notícia (LTM):** mede os retornos dos 12 meses anteriores ao afastamento - teoricamente sendo mais correlacionado com o afastamento, visto que más gestões - medidas or perfomance ruim - poderiam ser gatilhos para a mudança de CEO;
- **Retorno anual médio** da ação da empresa a partir do momento que entrou na amostra: por exemplo, Petrobrás entrou na amostra em 2001, assim, é o retorno anual médio desde 2001 até 2024, o último ano completo da coleta;

- **Retorno total para o acionista anualizado:** retorno total que o acionista teria se segurasse o papel do momento que a empresa entrou na amostra até abril de 2025, mês da última ocorrência coletada, anualizado.

Abaixo, seguem algumas estatísticas descritivas da amostra:

Estatísticas descritivas da amostra	Unidade	Janela Temporal				Total
		2001-2012	2013-2017	2018-2021	2022-2025	
# Empresas		11	29	36	36	<b>79</b>
# Ocorrências		11	31	38	39	<b>119</b>
Market Cap médio	mi R\$ (valores de 2020)	76,864	45,895	57,905	13,540	<b>41,989</b>
Margem EBIT média	%	19%	11%	19%	11%	<b>14%</b>
Margem Líquida média	%	12%	5%	11%	0%	<b>6%</b>
Alavancagem	Dívida bruta/ Ativo	0.26x	0.37x	0.35x	0.40x	0.37x
Taxa Selic Média	%	14.6%	11.4%	5.0%	12.3%	<b>12.1%</b>
Volume Diário de negociação médio	mi de ações	2.9	5.3	10.2	7.2	<b>7.3</b>
<b>Retornos</b>						
Retorno LTM* médio	%	37%	12%	16%	-26%	<b>3%</b>
IBOV	%	14.4%	12.0%	18.9%	4.4%	<b>11.9%</b>
Δ Retorno		23%	0%	-3%	-30%	<b>-9%</b>
Retorno anual médio	%	16%	14%	10%	-2%	<b>7%</b>
IBOV	%	8%	10%	7%	6%	<b>8%</b>
Δ Retorno		7%	3%	3%	-9%	<b>0%</b>
Retorno anualizado médio	%	12%	5%	11%	0%	<b>6%</b>
IBOV	%	6.3%	8.7%	6.7%	6.5%	<b>7.1%</b>
Δ Retorno		6%	-3%	4%	-7%	<b>-1%</b>

\* Referente aos 12 meses anteriores à ocorrência

**Figura 1 — Estatísticas descritivas da amostra.** A tabela apresenta informações agregadas sobre as características das empresas da amostra, divididas por janelas temporais. Os dados incluem diferentes métricas de performance. Retornos são calculados em diferentes formatos, onde LTM diz respeito aos 12 meses anteriores ao afastamento.

A amostra foi dividida em 4 grupos, que foram discriminados pela janela temporal em que a ocorrência se deu, além do total, que diz respeito a todas as ocorrências da amostra. Através da análise das estatísticas descritivas, podemos observar alguns padrões sobre o perfil das companhias onde ocorrem afastamentos de CEOs.

Primeiramente, podemos notar uma queda acentuada do market cap médio ao longo do tempo: de R\$ 76,9 bilhões (em valores de 2020) entre 2001-2012 para apenas R\$ 13,5 bilhões no período de 2022-2025. Isso sugere que, além do maior acesso à informação – que facilita a disponibilidade de notícias sobre empresas menores – nas janelas mais recentes, os eventos passaram a ocorrer também com maior frequência nas empresas de menor porte, possivelmente mais vulneráveis a choques econômicos e com estruturas de governança menos consolidadas.

Ademais, os indicadores operacionais, como margem EBIT, líquida e alavancagem também apresentam deterioração sistemática ao longo do tempo — com destaque

para a margem líquida, que atinge -1% na última janela, e para o aumento da alavancagem média, que sobe de 0,26x (2001-2012) para 0,40x (2022-2025). Esses pontos sugerem que, em muitos casos, os afastamentos ocorrem em cenários de dificuldades financeiras, em empresas com baixa rentabilidade e estrutura de capital mais pressionada — o que parece uma hipótese bem razoável de relação causal.

Essa deterioração de indicadores financeiros se intensifica justamente no período pós-pandemia da Covid-19, onde provavelmente impactou de forma mais latente empresas menores e de setores com menor capacidade de repassar custos para o cliente final. O aumento da taxa Selic a partir de 2021 — que saiu de 2% para acima de 13% — agravou ainda mais o cenário, em especial nas companhias com balanços mais alavancados ou com maior dependência de capital de giro. Esse pano de fundo ajuda a entender a piora dos retornos observada nas janelas mais recentes: o retorno médio dos 12 meses anteriores ao evento passou de +37% (2001-2012) para -27% (2022-2025), e o delta de retorno em relação ao Ibovespa caiu de +23% para -32%, indicando performance muito inferior ao mercado. O mesmo se observa no retorno anualizado total.

A análise dos dados sugere que as ocorrências analisadas estão cada vez mais concentradas em empresas pequenas, pouco lucrativas e pressionadas por choques exógenos — como foi a pandemia — ou pelo ambiente macro mais restritivo. Isso reforça a hipótese de que os afastamentos recentes são, majoritariamente, reativos a períodos prolongados de estresse financeiro e baixa performance, o que deve ser considerado na análise dos efeitos desses eventos sobre o movimento de preço das ações.

Vale destaque à primeira e última janelas, que têm respectivamente maior e menor diferencial de retorno frente ao Ibovespa. Novamente, a característica da coleta, mais concentrada em grandes companhias na primeira janela e mais dispersa na última, parece ser um dos fatores que explicam a diferença. Além disso, a primeira janela conta com dois outliers: Gerdau e Weg, que retornaram 121% e 60% a seus acionistas nos 12 meses antes da mudança de CEO, respectivamente. As duas companhias têm outra particularidade: as saídas dos CEOs não foram conturbadas e seriam feitas através de um processo longo e planejado.

Por fim, a amostra é composta por companhias variadas em tamanho, setores de atuação e janela temporal da ocorrência, além de possuírem liquidez para que se possa observar movimentos de preço e reações do mercado às notícias. Assim, levando em consideração as características mencionadas, e apesar dos vieses destacados ao longo deste capítulo, a amostra se revela apropriada para a avaliação dos

pontos propostos nesta monografia.

## 7 Regressões e Resultados

Este capítulo traz os principais resultados empíricos que foram obtidos nas regressões rodadas no R, a partir da aplicação da metodologia de estudo de eventos. O objetivo central analisado aqui, é avaliar se tais eventos (afastamentos) geram retorno anormal no preço das ações e se este comportamento é condicionado por características específicas das empresas, medidos através de variáveis dummy de interação.

### 7.1 Regressão Base:

A primeira regressão estimada utiliza um modelo de mercado com dummies que captam as datas evento de -2 à +2, sendo 0 a data-evento referente ao dia em que a notícia do afastamento se tornou pública. O modelo segue o formato abaixo:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta R_{m,t} + \gamma_{-2} D_{-2,t} + \gamma_{-1} D_{-1,t} + \gamma_0 D_{0,t} + \gamma_{+1} D_{+1,t} + \gamma_{+2} D_{+2,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Onde:

- $R_{i,t}$ : retorno da ação  $i$  no dia  $t$ ;
- $R_{m,t}$ : retorno do Ibovespa no dia  $t$ ;
- $D_{k,t}$ : variável dummy que assume valor 1 se o dia  $t$  corresponde ao dia  $k$  da janela de evento (com  $k \in \{-2, -1, 0, +1, +2\}$ ), e 0 caso contrário;
- $\gamma_k$ : coeficiente que mede o retorno anormal médio no dia  $k$  da janela de evento;
- $\alpha$ : intercepto;
- $\varepsilon_{i,t}$ : termo de erro.

Assim, os coeficientes estimados para as variáveis dummy ( $\gamma$ ) indicam se há, em média, um desvio no retorno das ações nos dias imediatamente ao redor do evento.

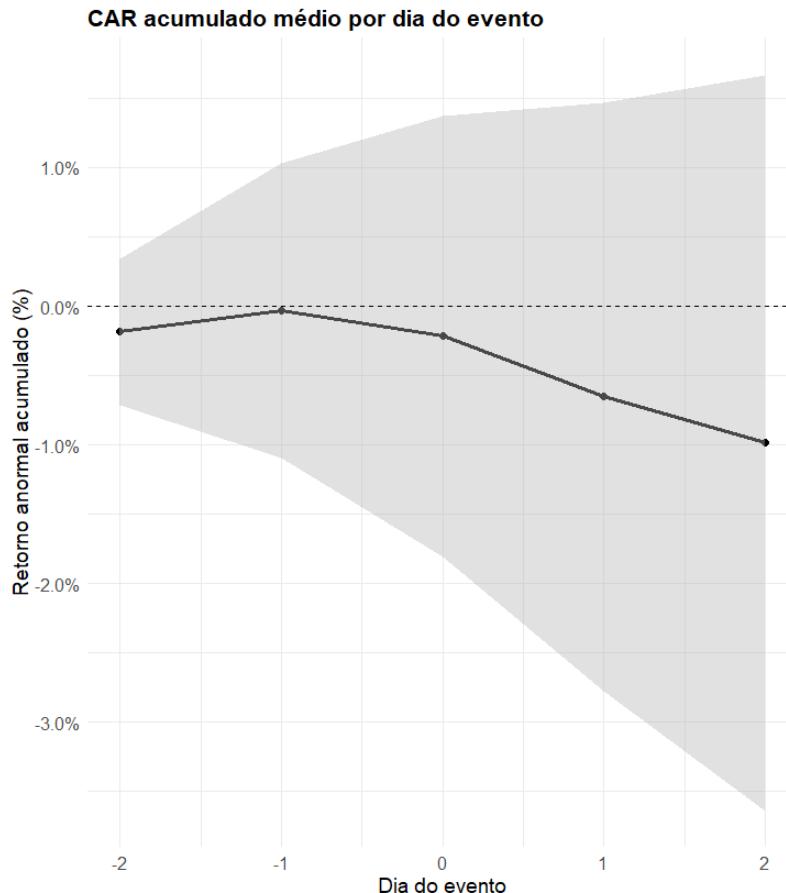
### Resultados:

**Tabela 1** — Regressão do Modelo Base com Erros-Padrão Robustos

Variável	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-0.0005044	0.0001805	-2.794	0.00521 **
retorno_ibov	0.9575105	0.0177018	54.091	<0.001 ***
dia -2	-0.0018586	0.0027405	-0.678	0.49765
dia -1	0.0015454	0.0030967	0.499	0.61775
dia 0	-0.0018472	0.0034412	-0.537	0.59142
dia +1	-0.0043805	0.0041252	-1.062	0.28830
dia +2	-0.0032980	0.0030986	-1.064	0.28719

**Notas:** A tabela apresenta os coeficientes estimados da regressão do modelo base. A variável dependente é o retorno diário da ação. As variáveis *dia* -2 até *dia* +2 são dummies que assumem valor 1 se o dia corresponde à respectiva janela em relação ao evento (sendo 0 o dia da divulgação pública do afastamento do CEO), e 0 caso contrário. A amostra abrange o período de 05/12/2001 a 01/04/2025, com um total de 24.999 observações. Os erros-padrão foram ajustados para heterocedasticidade utilizando o estimador robusto HC1 (White). Signif. codes: \*\*\*

*p* < 0,001, \*\* *p* < 0,01, \* *p* < 0,05, . *p* < 0,1.

**Figura 2** — Retornos anormais acumulados ao redor do evento de afastamento do CEO. O gráfico mostra o comportamento médio acumulado dos retornos anormais na janela [-2, +2] e a dispersão de valores.

---

Com o modelo base buscamos estimar o retorno anormal médio da amostra nos dias imediatamente ao redor do afastamento do CEO, controlando para movimentos gerais do mercado, através do retorno do Ibovespa.

O coeficiente do retorno de mercado ( $\beta$ ) foi altamente significativo e com magnitude próxima de 1 ( $\hat{\beta} = 0,9575$ ,  $p < 0,001$ ), como esperado, dada a composição ampla do índice e também da amostra, que possuem várias empresas em comum, confirmado que os retornos das ações seguem de maneira sistemática o comportamento do índice.

Já as variáveis de interesse — as dummies para os dias da janela de evento — indicam que não haver retornos anormais significativos estatisticamente em nenhuma das datas-evento. Isso porque os coeficientes das variáveis  $\gamma_{-2}$ ,  $\gamma_{-1}$ ,  $\gamma_0$ ,  $\gamma_{+1}$  e  $\gamma_{+2}$  foram todos não significativos ao nível de 5% e 10%, com  $p$ -valores superiores a 0,1 em todos os casos.

Vale destacar o coeficiente do dia +1 (um dia após a notícia se tornar pública), que apresentou a maior magnitude do efeito e sinal negativo ( $\gamma_{+1} = -0,438\%$ ) com um  $p$ -valor de 0,2883, o que parece fazer sentido — o mercado reagiria mais no dia seguinte à notícia, depois de ter tido mais tempo para avaliar possíveis impactos ou porque a notícia foi anunciada após o fechamento do mercado — todavia, a evidência não é robusta o suficiente para afirmar que o mercado, em média, reage negativamente a este evento no dia posterior à notícia.

O gráfico, por sua vez, se mostra interessante por ilustrar, primeiramente, que a reação é em média negativa, mas também a dispersão de valores — mostrando que, em alguns casos, a mudança pode ser analisada com positividade pelo mercado.

Os resultados indicam que, pelo menos na amostra analisada, o afastamento de CEOs não gera um efeito claro, padronizado e estatisticamente significativo sobre os retornos das ações. Na média, o mercado parece não reagir de forma previsível ou seguindo um padrão aos afastamentos. Isso sugere que possíveis reações tendem a ser idiossincráticas e diluídas no agregado das empresas, isto é, algumas empresas reagem de forma positiva, outras de forma negativa e outras simplesmente não reagem, e no fim, essas reações diversas se cancelam parcialmente ou totalmente, por isso, encontramos coeficientes baixos.

## 7.2 Modelos com Interações:

Os modelos a seguir expandem a regressão base anterior, incluindo as interações entre as dummies de evento e as variáveis que capturam características específicas das empresas ou dos contextos dos eventos analisados. Agora, vamos investigar se a reação do mercado aos afastamentos de CEOs é condicionada por tais atributos adicionais.

As interações foram testadas para três variáveis de interesse que discutimos anteriormente: (i) se a empresa é familiar, (ii) se o afastamento foi imediato e (iii) se foi anunciado um substituto interno. O modelo estimado segue a seguinte forma geral:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta R_{m,t} + \sum_{k=-2}^{+2} \gamma_k D_{k,t} + \theta X_i + \sum_{k=-2}^{+2} \delta_k (D_{k,t} \times X_i) + \varepsilon_{i,t}$$

Onde:

- $R_{i,t}$  representa o retorno da ação da empresa  $i$  no dia  $t$ ;
- $R_{m,t}$  é o retorno do mercado (Ibovespa);
- $D_{k,t}$  são dummies indicadoras para os dias  $k = -2$  a  $+2$  na janela de evento;
- $X_i$  é a dummy que indica a presença de uma característica específica da empresa (ex, familiar);
- $\gamma_k$  mede o retorno anormal médio das empresas sem a característica no dia  $k$ ;
- $\delta_k$  mede o efeito adicional para empresas com a característica  $X_i$  no mesmo dia;
- $\theta$  representa o efeito da característica fora da janela de evento.

A inclusão do termo  $\theta X_i$  permite captar o efeito médio dessa característica ao longo de todo o período, enquanto os termos de interação  $\delta_k$  capturam se há diferença na reação do mercado somente nos dias da janela de evento.

Dessa forma, os coeficientes  $\delta_k$  capturam/estimam o efeito adicional nos retornos anormais relacionados à presença da característica  $X_i$  em cada um dos 5 dias da janela de evento.

## Regressão modelo com interação familiar:

**Tabela 2** — Regressão com interação: empresas familiares

Variável	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-0.0006487	0.0002258	-2.873	0.00407 **
retorno_ibov	0.9481165	0.0176744	53.643	<0.001 ***
dia -2	-0.0035514	0.0036407	-0.976	0.32934
dia -1	0.0009465	0.0038709	0.245	0.80683
dia 0	-0.0040852	0.0042878	-0.953	0.34072
dia +1	-0.0024421	0.0054102	-0.451	0.65172
dia +2	0.0002109	0.0042508	0.050	0.96043
familiar	0.0004806	0.0003613	1.330	0.18343
dia -2 × familiar	0.0046558	0.0051984	0.896	0.37047
dia -1 × familiar	0.0007560	0.0064243	0.118	0.90633
dia 0 × familiar	0.0042503	0.0067075	0.634	0.52631
dia +1 × familiar	-0.0029587	0.0075291	-0.393	0.69435
dia +2 × familiar	-0.0115161	0.0054039	-2.131	0.03310 *

**Notas:** A tabela apresenta os coeficientes estimados da regressão com interação entre as dummies da janela de evento e a variável empresas familiares. A variável dependente é o retorno diário da ação. As dummies *dia -2* até *dia +2* assumem valor 1 se o dia corresponde à respectiva janela em relação ao evento, e 0 caso contrário. A variável *familiar* assume valor 1 para empresas com controle familiar, segundo classificação do estudo, e 0 caso contrário. A amostra cobre o período de 10/12/2001 a 01/04/2025, com um total de 24.999 observações. Os erros-padrão foram ajustados para heterocedasticidade com o estimador robusto HC1 (White). Signif. codes:

\*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ , .  $p < 0,1$ .

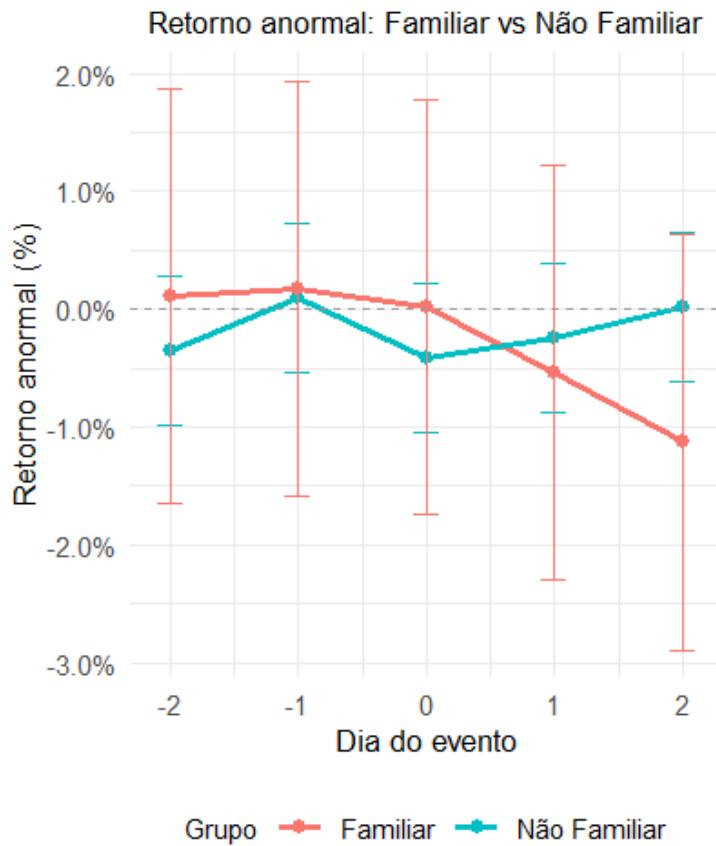
Este modelo investiga se a reação do mercado aos afastamentos tem realmente um efeito que difere entre empresas familiares e não familiares. Para isso, incluímos interações entre as variáveis dummy de evento e a dummy que identifica empresas familiares.

O coeficiente associado ao retorno do mercado ( $\hat{\beta}$ ) permaneceu significativo e próximo de 1 ( $\hat{\beta} = 0,948$ ,  $p < 0,001$ ), como esperado.

Em relação às dummies para os dias da janela de evento, os resultados indicam que não observamos retornos anormais estatisticamente significativos para a amostra como um todo, assim como no modelo base.

Já nas variáveis de interação — que capturam o diferencial de retorno anormal nas empresas familiares — também não se observou significância estatística na maior parte dos casos.

O único coeficiente significativo ao nível de 5% foi o da interação referente ao dia +2, sugerindo que, especificamente nesse dia, empresas familiares apresentaram um retorno anormal inferior ao das demais.



**Figura 3** — Retorno anormal estimado: Familiar vs Não Familiar. O gráfico compara o comportamento médio dos retornos anormais ao redor do evento para empresas familiares e não familiares, evidenciando possíveis diferenças na forma como o mercado reage ao afastamento do CEO em cada grupo.

A interação para o dia +2 ( $\gamma_{+2} \times \text{familiar}$ ) apresentou um retorno anormal negativo estatisticamente significativo ao nível de 5% ( $\hat{\gamma}_{+2} \times \text{familiar} = -1,152\%$ ,  $p = 0,033$ ).

Curiosamente, quando consideramos o efeito total do dia +2 (coeficiente da dummy somado à interação), o retorno anormal estimado para empresas familiares foi de aproximadamente  $-1,13\%$ , sendo este efeito conjunto estatisticamente significativo ao nível de 1% ( $p = 0,0007$ ).

Uma possível hipótese para esse comportamento seria que, nas empresas familiares, o mercado pode levar mais tempo para processar a informação sobre a sucessão, dado que o substituto tende a ser um membro da própria família, cuja qualificação, histórico e reputação podem não ser amplamente conhecidas pelo mercado ex-ante. Isso poderia gerar uma reação mais lenta e negativa, que só se dá de forma mais clara no segundo dia após o evento, depois de uma análise mais aprofundada.

Ademais, o coeficiente da dummy *familiar* — que captura a diferença de retornos entre empresas familiares e não familiares fora da janela de evento, na média — não foi estatisticamente significativo, indicando que empresas familiares não apresentam um comportamento sistematicamente diferente das demais em períodos normais. Esse resultado parece fazer sentido, visto que, *ceteris paribus*, não haveria motivo para uma penalização contínua do mercado a esse tipo de empresa simplesmente por sua estrutura de controle ser familiar.

Os resultados indicam uma evidência pontual, mas estatisticamente relevante, de que o caráter familiar da empresa pode influenciar a reação do mercado. Esse efeito encontrado na data-evento +2, apesar de observado apenas em um dos cinco dias analisados, sugere que a estrutura de controle familiar afeta a forma como os investidores interpretam o afastamento, possivelmente porque o substituto costuma ser um membro da própria família e sua capacidade de gestão nem sempre é conhecida *ex-ante*. No restante da janela não se observam diferenças sistemáticas, e a dummy *familiar*, isoladamente, também não é significativa, o que sinaliza que não existe uma penalização contínua para esse tipo de empresa. Portanto, ainda que os achados não confirmem a hipótese de reações exacerbadas em todas as datas-evento, eles estão em linha com o argumento de estudos como Bennedsen et al. (2007) e Villalonga e Amit (2006).

### **Teste F para interação com variável *familiar***

Para nos adequarmos às melhores práticas estatísticas em relação a modelos com múltiplas interações, conduzimos um teste F para avaliarmos a significância conjunta das variáveis de interação envolvendo a dummy *familiar*.

O teste F é importante porque, ao invés de considerar cada interação individualmente, ele permite verificarmos se o conjunto das interações contribui de forma significativa estatisticamente para explicar a variância dos retornos. Basicamente, é um critério mais rigoroso para avaliação destes efeitos. O teste F, na prática, compara o modelo base (sem interações) com o modelo que inclui as interações correspondentes.

Os resultados do teste indicam que a adição dessas interações não parece melhorar estatisticamente o modelo como um todo ( $F(5, 24986) = 1,103, p = 0,356$ ). Porém, isso não invalida os efeitos individuais observados, como o do dia +2. O teste F avalia se há um padrão consistente de efeito ao longo dos dias, mas não descarta a possibilidade de haver um impacto localizado e economicamente relevante.

### Regressão modelo com a interação substituto interno:

**Tabela 3** — Regressão com interação: substituto interno

Variável	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-0.0010179	0.0003670	-2.774	0.00554 **
retorno_ibov	0.9573892	0.0176856	54.134	<0.001 ***
dia -2	-0.0018168	0.0061175	-0.297	0.76648
dia -1	0.0037968	0.0061020	0.622	0.53380
dia 0	-0.0090404	0.0053806	-1.680	0.09294 .
dia +1	-0.0008624	0.0109072	-0.079	0.93698
dia +2	0.0023389	0.0080727	0.290	0.77203
substituto interno	0.0007292	0.0004194	1.739	0.08210 .
dia -2 × substituto interno	-0.0000663	0.0067906	-0.010	0.99221
dia -1 × substituto interno	-0.0031708	0.0070739	-0.448	0.65399
dia 0 × substituto interno	0.0100992	0.0068669	1.471	0.14138
dia +1 × substituto interno	-0.0049504	0.0115306	-0.429	0.66769
dia +2 × substituto interno	-0.0079278	0.0085576	-0.926	0.35425

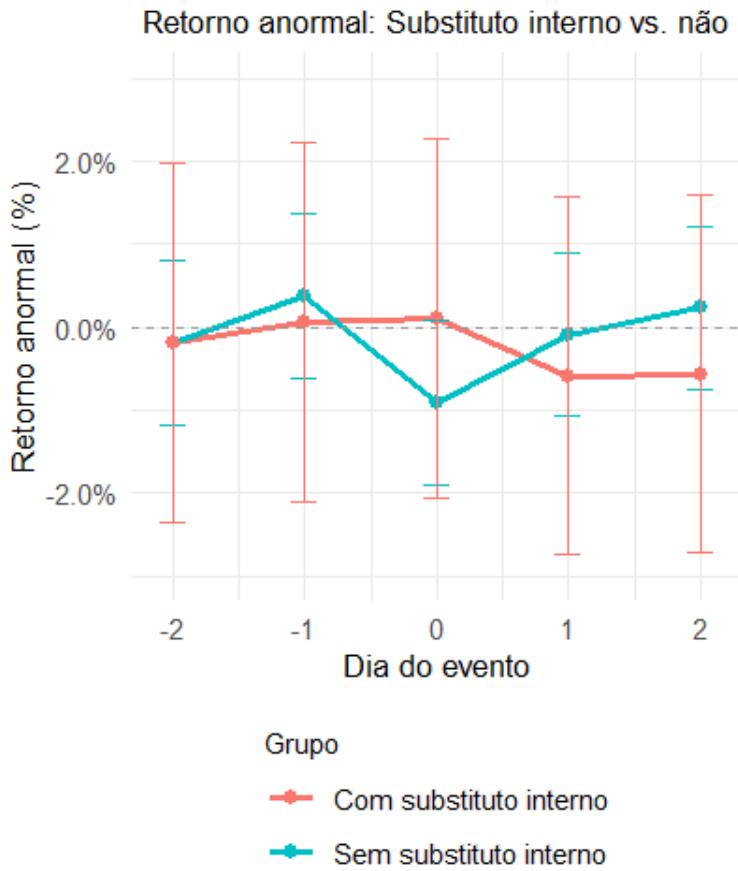
**Notas:** A tabela apresenta os coeficientes estimados da regressão com interação entre as dummies de evento e a variável de substituto interno. A variável dependente é o retorno diário da ação. As dummies *dia -2* até *dia +2* assumem valor 1 se o dia corresponde à respectiva janela em relação ao evento, e 0 caso contrário. A variável *substituto interno* assume valor 1 se o sucessor do CEO afastado já fazia parte da empresa, e 0 caso contrário. A amostra cobre o período de 10/12/2001 a 01/04/2025, com um total de 24.999 observações. Os erros-padrão foram ajustados para heterocedasticidade com o estimador robusto HC1 (White). Signif. codes:

\*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ , .  $p < 0,1$ .

Este modelo nos ajuda a investigar se a reação do mercado aos afastamentos de CEOs sofre algum tipo de alteração ou efeito em função da presença de um substituto interno (que já era membro da empresa há alguns anos) anunciado para a posição no dia da notícia.

O Beta permaneceu altamente significativo e próximo de 1 ( $\hat{\beta} = 0,957$ ,  $p < 0,001$ ) e as dummies da janela de evento, novamente, indicam que não foi possível observar retornos anormais estatisticamente significativos. A exceção fica no dia 0, cujo coeficiente apresentou significância ao nível de 10% ( $p = 0,093$ ).

O coeficiente da dummy *substituto interno* (0,00073) foi baixo e não foi estatisticamente significativo ( $p = 0,082$ ) ao nível de 10%. Resultado esse, coerente com o esperado - em dias normais de pregão, não haveria motivo para os retornos serem afetados por um fator especificamente relacionado ao evento - que só afetaria a janela de evento estudada.



**Figura 4** — Retorno anormal estimado: Substituto Interno vs Não. O gráfico mostra como o retorno anormal médio se comporta ao redor do evento de afastamento do CEO, comparando os casos em que o sucessor já era da companhia com os demais.

Analizando a interação — que captura o efeito do substituto ser interno ou não —, não conseguimos observar efeitos significativos (a um nível de 10%) em nenhum dos dias, todos os coeficientes apresentam valores de  $p$  superiores a 0,1. A interação para o dia 0 apresentou o maior valor estimado ( $\hat{\delta}_0 \times$  substituto interno = 1,010%,  $p = 0,141$ ), e uma hipótese plausível é de que se reage positivamente a substitutos internos por interpretá-los como um sinal de continuidade, de um processo de transição com menor caráter de ruptura. Outra leitura é de que o time presente na empresa é funcional e apropriado e, por isso, não foi necessário buscar alguém de fora. Isso vai em linha com Clayton, Hartzell e Rosenberg (2005), que trazem uma conclusão parecida em seu estudo, justamente por demonstrar continuidade na estratégia corporativa.

Testamos também a significância conjunta entre o coeficiente de retorno anormal no dia 0 e a interação com a variável *substituto interno*. A estatística F obtida foi

de 0,062 ( $p = 0,804$ ), ou seja, o efeito agregado não é estatisticamente diferente de zero.

Os resultados apontam para uma evidência, no mínimo, sugestiva — apesar de pouco robusta — de que a indicação de um substituto interno, modifica positivamente a reação do mercado aos afastamentos de CEOs. Para avaliarmos a robustez do modelo, novamente realizamos o teste de significância conjunta dos coeficientes.

### Teste F para interação com a variável *substituto interno*

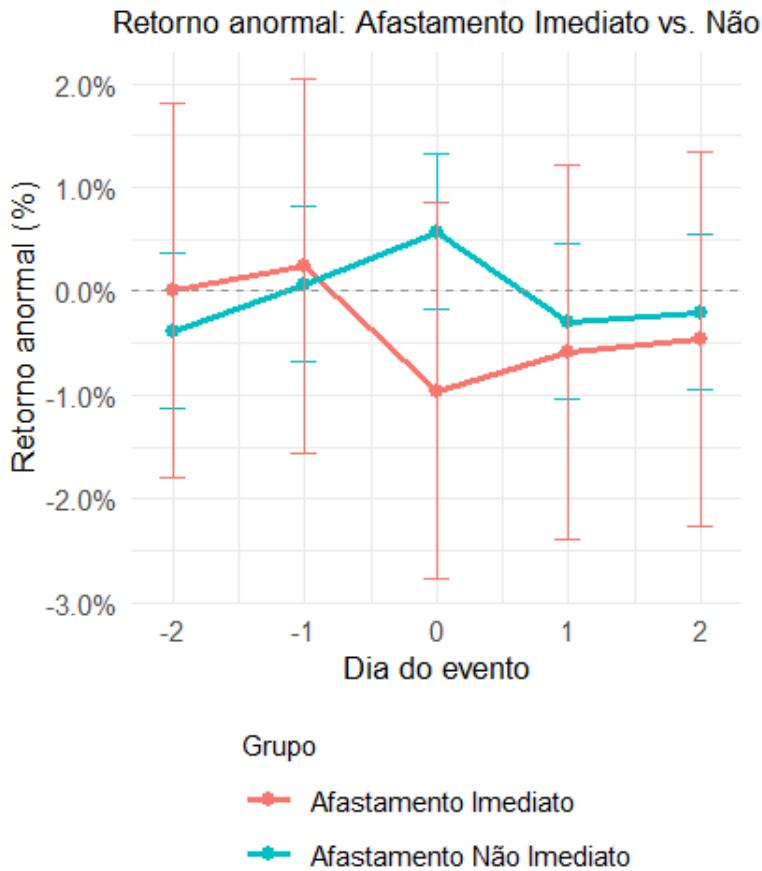
Os resultados do teste F indicam que a inclusão das interações não melhora o ajuste do modelo ( $F(5, 25219) = 1,120, p = 0,347$ ). Assim, parece não haver evidência robusta de que a adição deste controle melhore o modelo, isso é, a nomeação de um substituto interno altere, de maneira sistemática, a reação do mercado aos afastamentos inesperados de CEOs — ainda que haja indícios pontuais observados anteriormente, como no dia 0.

### Regressão modelo com interação afastamento imediato:

**Tabela 4** — Regressão com interação: afastamento imediato

Variável	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-0.0001024	0.0002305	-0.445	0.65665
retorno_ibov	0.9575101	0.0177227	54.027	< 0.001 ***
dia -2	-0.0037971	0.0029086	-1.306	0.19174
dia -1	0.0006777	0.0042917	0.158	0.87453
dia 0	0.0057556	0.0044941	1.281	0.20031
dia +1	-0.0029491	0.0066170	-0.446	0.65583
dia +2	-0.0020117	0.0045241	-0.445	0.65657
imediato	-0.0008134	0.0003611	-2.253	0.02429 *
dia -2 × imediato	0.0039144	0.0054955	0.712	0.47629
dia -1 × imediato	0.0017535	0.0061966	0.283	0.77720
dia 0 × imediato	-0.0153415	0.0067161	-2.284	0.02236 *
dia +1 × imediato	-0.0028867	0.0082200	-0.351	0.72546
dia +2 × imediato	-0.0025937	0.0061862	-0.419	0.67502

**Notas:** A tabela apresenta os coeficientes estimados da regressão com interação entre as dummies da janela de evento e a variável indicadora de *afastamento imediato*. A variável dependente é o retorno diário da ação. As dummies *dia -2* até *dia +2* assumem valor 1 se o dia corresponde à respectiva posição na janela de evento (sendo 0 o dia do anúncio) e 0 caso contrário. A dummy *imediato* assume valor 1 quando o afastamento do CEO é anunciado como efetivo no próprio dia do comunicado, e 0 caso contrário. A amostra cobre o período de 10/12/2001 a 01/04/2025, com um total de 24.999 observações. Os erros-padrão foram ajustados para heterocedasticidade pelo estimador robusto HC1 (White). Signif. codes: \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ , .  $p < 0,1$ .



**Figura 5** — Retorno anormal estimado: Afastamento Imediato vs Não. O gráfico mostra o comportamento médio dos retornos anormais ao redor do evento, comparando os casos em que o afastamento do CEO ocorreu de maneira imediata com aqueles em que houve algum período de transição.

Esse modelo buscou investigar se a reação do mercado aos afastamentos de CEOs difere em função da natureza imediata ou não do afastamento - isto é, se haveria um período de transição do executivo. Para isso, foram incluídas interações entre as variáveis dummy de evento e as que identificam casos em que o afastamento ocorreu de maneira imediata.

O coeficiente beta ( $\beta$ ) permaneceu significativo e próximo de 1 ( $\hat{\beta} = 0,9575$ ,  $p < 0,001$ ). Nenhuma das datas-evento apresentou significância ao nível de 10%.

Analizando o coeficiente da dummy *imediato*, este também foi estatisticamente significativo a 5% ( $\hat{\theta} = -0,0813\%$ ,  $p = 0,024$ ). Neste caso, não parece muito plausível - se tratando de uma característica relacionada diretamente ao afastamento, não deveria haver um efeito padronizado e claro em retorno da ação fora da janela de evento, como sugere o coeficiente. Se considerarmos que o afastamento ser *imediato*

é um indício de má gestão, o coeficiente poderia ter interpretações razoáveis, mas parece ser uma hipótese um pouco especulativa e frágil, em especial pois a maioria dos afastamentos imediatos se dão em casos de renúncia. Renúncias nem sempre são fruto de uma gestão ruim, em alguns casos, tem relação com motivos pessoais do CEO.

Já nas interações — que capturam o diferencial de retorno anormal em caso de afastamento imediato — encontramos um dos resultados mais interessantes: foi observada significância estatística ao nível de 5% para a interação no dia 0 ( $\delta_0 \times$  afastamento imediato =  $-1,534\%$ ,  $p = 0,022$ ).

O teste conjunto para o dia 0 revelou um efeito total marginalmente significativo ( $F(1, 25219) = 3,689$ ,  $p = 0,055$ ), com um coeficiente conjunto estimado de  $-0,958\%$ . Curiosamente, apesar do coeficiente isolado do dia 0 ser positivo, a interação com *imediato* é negativa e de magnitude grande, o que resulta em um efeito somado próximo de  $-1\%$ .

Esse resultado indica que, nos casos de afastamento imediato, houve um retorno anormal negativo, significativo e expressivo em magnitude no dia da divulgação, uma sinalização de maior incerteza ou risco associada a esse evento, já que o cargo de CEO ficaria sob responsabilidade de um interino — alguém potencialmente menos preparado ou cuja nomeação não tenha sido previamente planejada ou bem comunicada — o que representa um risco adicional no curto prazo, gerando uma reação mais exacerbada. Nos demais dias da janela, as interações não apresentaram significância estatística.

Por fim, os resultados apontam para uma evidência interessante, de que o afastamento imediato modifica a forma como o mercado reage aos desligamentos dos CEOs no dia do evento (data 0) - reagindo mais negativamente. Esse é um resultado que parece razoável, em especial, pois muitas dessas ocorrências se dão em casos de renúncias do CEO - na amostra, foi o caso da Estácio, Neoenergia, CPFL, Petrobrás, entre várias outras - que podem levantar suspeitas sobre a saúde da companhia e sobre seus prospectos futuros - uma das hipóteses que tínhamos ao iniciar o estudo.

### **Teste F para interação com variável *afastamento imediato***

Novamente foi realizado um teste F para avaliar a significância conjunta das interações.

O teste F indica que a inclusão dessas interações não melhora o ajuste do modelo ao nível de 5% e nem a ao nível de 10% ( $F(5, 25219) = 1,835, p = 0,102$ ) - apesar de bem próximo. Dessa forma, apesar de não haver significância estatística os níveis usuais, sugere alguma evidência de que os afastamentos imediatos possam afetar a reação do mercado - um dos resultados mais conclusivos da pesquisa.

## 8 Robustez

Neste capítulo trazemos análises adicionais que têm como objetivo avaliar a robustez dos resultados obtidos nas regressões principais do último capítulo. A realização desses testes ajuda a verificar se os efeitos identificados são sensíveis ou mudam com a presença de características específicas de subgrupos de empresas ou a eventuais vieses na composição da amostra - como o da última janela de coleta, composto por empresas em maior estresse financeiro no pós-pandemia.

Selecionamos três critérios adicionais para segmentar as observações, a partir de variáveis que poderiam influenciar a forma como o mercado reage aos afastamentos:

- **Controle estatal:** empresas controladas pelo Estado, como Petrobrás, Eletronbrás (em uma das ocorrências) e Sanepar, podem ter dinâmicas diferentes de governança e sucessão, além de enfrentarem percepções distintas em relação a mudanças na gestão.
- **Histórico recente de prejuízo:** empresas que vinham apresentando prejuízos nos 12 meses anteriores ao afastamento podem ser vistas como mais fragilizadas, o que poderia tornar o mercado mais sensível a eventos de mudança no comando.
- **Alavancagem financeira:** empresas com maior nível de alavancagem podem ser percebidas como mais vulneráveis a choques na governança ou na operação, o que poderia amplificar a reação do mercado a eventos inesperados. Optamos por considerar alavancadas àquelas que tinham alavancagem (medida por Dívida Bruta sobre ativo total) acima da mediana da amostra, nesse caso de 0.4x.

As regressões a seguir buscam verificar se a presença dessas características impacta a magnitude ou a direção dos retornos anormais, ajudando assim, a realizarmos uma avaliação mais abrangente e robusta dos resultados do estudo.

### Regressão de robustez: interação com variável *estatal*

**Tabela 5** — Regressão de robustez: interação com variável *estatal*

Variável	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-0.0005819	0.0001962	-2.966	0.00302 **
retorno_ibov	0.9617000	0.01672	57.506	<0.001 ***
dia -2	-0.0032430	0.002810	-1.154	0.24850
dia -1	0.0025695	0.003363	0.764	0.44479
dia 0	0.0000367	0.003602	0.010	0.99188
dia +1	-0.0027028	0.004271	-0.633	0.52686
dia +2	-0.0032218	0.003353	-0.961	0.33666
<i>estatal</i>	0.0007329	0.0003991	1.837	0.06628 .
dia -2 × <i>estatal</i>	0.0067429	0.007647	0.882	0.37792
dia -1 × <i>estatal</i>	-0.0074663	0.005203	-1.435	0.15128
dia 0 × <i>estatal</i>	-0.0067835	0.010250	-0.662	0.50809
dia +1 × <i>estatal</i>	-0.0117210	0.010024	-1.169	0.24233
dia +2 × <i>estatal</i>	0.0033293	0.006524	0.510	0.60982

**Notas:** A tabela apresenta os coeficientes estimados da regressão com interação entre as dummies da janela de evento e a variável *estatal*. A variável dependente é o retorno diário da ação. As dummies *dia* -2 até *dia* +2 assumem valor 1 se o dia corresponde à respectiva posição na janela de evento (sendo 0 o dia do anúncio) e 0 caso contrário. A dummy *estatal* assume valor

1 quando a empresa é de controle estatal e 0 caso contrário. Ao todo, a amostra possui 19 ocorrências em empresas estatais. A amostra cobre o período de 10/12/2001 a 01/04/2025, com um total de 24.999 observações. Os erros-padrão foram ajustados para heterocedasticidade pelo estimador robusto HC1 (White). Signif. codes: \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ , .  $p < 0,1$ .

Esta primeira análise de robustez considerou a interação entre as dummies e a variável *estatal*, com o objetivo de verificar se o controle estatal afeta a reação do mercado aos afastamentos.

O coeficiente de retorno do mercado ( $\beta$ ) permaneceu altamente significativo e próximo de 1 ( $\hat{\beta} = 0,962$ ,  $p < 0,001$ ), em linha com as demais regressões. Além disso, não foram observados retornos anormais estatisticamente significativos para a amostra como um todo.

No caso das interações com *estatal*, nenhum dos coeficientes se mostrou significativo nos dias da janela. Assim, não observamos evidência de que o controle estatal das empresas modifique a reação do mercado aos afastamentos.

Um ponto curioso sobre o coeficiente da variável *estatal* — que capta o efeito médio em qualquer dia (e não somente na janela do estudo) — é que este foi positivo e significativo ao nível de 10% ( $\hat{\theta} = 0,073\%$ ,  $p = 0,066$ ). Apesar de não ser diretamente relacionado ao estudo principal, isso sugere que empresas estatais apresentam um retorno ligeiramente mais alto que empresas não estatais na amostra. Uma hipótese é de que por termos um número menor de ocorrências em estatais (19) *vis a vis* não

estatais, o resultado pode ser concentrado em algumas companhias especificamente boas, como a Petrobrás, por exemplo, gerando um viés altista.

Por fim, os resultados reforçam as conclusões do estudo principal em relação a este subgrupo de empresas. Não encontramos nenhuma evidência que divirja de forma significativa dos resultados anteriores.

**Regressão de robustez: interação com variável *histórico recente de prejuízo***

**Tabela 6** — Regressão de robustez: interação com variável *histórico recente de prejuízo*

Variável	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>—t—)
(Intercept)	0.0010706	0.0002109	5.077	<0.001 ***
retorno_ibov	0.9601737	0.0166882	57.536	<0.001 ***
dia -2	0.0015515	0.0035673	0.435	0.6636
dia -1	0.0002253	0.0030236	0.075	0.9406
dia 0	-0.0044848	0.0041297	-1.086	0.2775
dia +1	-0.0060685	0.0038208	-1.588	0.1122
dia +2	-0.0038836	0.0029449	-1.319	0.1873
prejuízo	-0.0029563	0.0003430	-8.618	<0.001 ***
dia -2 × prejuízo	-0.0069644	0.0051634	-1.349	0.1774
dia -1 × prejuízo	0.0022395	0.0056582	0.396	0.6923
dia 0 × prejuízo	0.0065487	0.0066862	0.979	0.3274
dia +1 × prejuízo	0.0028571	0.0075800	0.377	0.7062
dia +2 × prejuízo	0.0023155	0.0057681	0.401	0.6881

**Notas:** A tabela apresenta os coeficientes estimados da regressão com interação entre as dummies da janela de evento e a variável indicadora de *histórico recente de prejuízo*. A variável dependente é o retorno diário da ação. As dummies *dia* -2 até *dia* +2 assumem valor 1 se o dia corresponde à respectiva posição na janela de evento (sendo 0 o dia do anúncio) e 0 caso contrário. A dummy *prejuízo* assume valor 1 quando a empresa registrou prejuízo no resultado trimestral anterior ao evento, e 0 caso contrário. A amostra cobre o período de 10/12/2001 a 01/04/2025 com um total de 24.999 observações. Os erros-padrão foram ajustados para heterocedasticidade pelo estimador robusto HC1 (White). Signif. codes: \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ , .  $p < 0,1$ .

Agora, consideramos a interação com a variável *prejuízo*, visando avaliar se empresas que vinham apresentando prejuízo nos 12 meses anteriores ao afastamento apresentam uma reação diferenciada do mercado.

O Beta é novamente significativo e próximo de 1 ( $\hat{\beta} = 0,960$ ,  $p < 0,001$ ). Os resultados das dummies indicam que não observamos retornos anormais estatisticamente significativos no geral.

Quanto às interações com a variável *prejuízo*, nenhum dos coeficientes apresentou significância estatística à 5% ou 10%. Porém, um ponto que vale destaque é a

direção dos efeitos, isso é, a maioria dos coeficientes sugere um efeito positivo no retorno. Uma hipótese é de que o mercado reaja bem a saída do CEO, considerando a mudança na gestão ser um indício de melhora do cenário de prejuízo da companhia.

Adicionalmente, o coeficiente da dummy *prejuízo* foi negativo e altamente significativo ( $\hat{\theta} = -0,296\%$ ,  $p < 0,001$ ). Isso sugere que, nos dias normais de pregão, empresas com histórico recente de resultados negativos tendem a apresentar retornos sistematicamente piores, o que é bem consistente com a percepção de maior risco ou fragilidade financeira e faz sentido econômico - mercado penaliza mais companhias com performance ruim.

Novamente, analisando as interações para esse grupo de empresas, os resultados reforçam a robustez das conclusões anteriores e trazem resultados que fazem sentido lógico - empresas em prejuízo performam pior e mudanças na gestão dessas companhias são vistas com alguma positividade.

### Regressão de robustez: interação com variável *alavancagem*

**Tabela 7** — Regressão de robustez: interação com variável *alavancagem*

Variável	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-0.0002139	0.0002089	-1.024	0.3059
retorno_ibov	0.9622839	0.0167431	57.474	<0.001 ***
dia -2	-0.0052087	0.0031194	-1.670	0.0950 .
dia -1	-0.0002334	0.0037007	-0.063	0.9497
dia 0	-0.0002771	0.0038031	-0.073	0.9419
dia +1	-0.0093237	0.0042542	-2.192	0.0284 *
dia +2	-0.0068485	0.0033939	-2.018	0.0436 *
alavancagem	-0.0005782	0.0003603	-1.605	0.1085
dia -2 × alavancagem	0.0069646	0.0054244	1.284	0.1992
dia -1 × alavancagem	0.0036867	0.0059196	0.623	0.5334
dia 0 × alavancagem	-0.0017560	0.0071341	-0.246	0.8056
dia +1 × alavancagem	0.0109487	0.0081546	1.343	0.1794
dia +2 × alavancagem	0.0096314	0.0061286	1.572	0.1161

**Notas:** A tabela apresenta os coeficientes estimados da regressão com interação entre as dummies da janela de evento e a variável indicadora de *alavancagem*. A variável dependente é o retorno diário da ação. As dummies *dia -2* até *dia +2* assumem valor 1 se o dia corresponde à respectiva posição na janela de evento (sendo 0 o dia do anúncio) e 0 caso contrário. A dummy *alavancagem* assume valor 1 quando a empresa apresentava razão *Dívida Bruta / Ativo Total* acima de 0,4, valor correspondente à mediana da amostra. A amostra cobre o período de 10/12/2001 a 01/04/2025, com um total de 24.999 observações. Os erros-padrão foram ajustados para heterocedasticidade pelo estimador robusto HC1 (White). Signif. codes: \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ , .  $p < 0,1$ .

Assim como nas demais regressões, o coeficiente do retorno do mercado ( $\beta$ ) foi

significativo e próximo de 1 ( $\hat{\beta} = 0,962$ ,  $p < 0,001$ ).

Além disso, as dummies de evento para os dias +1 ( $\hat{\gamma}+1 = -0,93\%$ ,  $p = 0,028$ ) e +2 ( $\hat{\gamma}+2 = -0,68\%$ ,  $p = 0,044$ ) apresentaram significância estatística ao nível de 5%, indicando que, quando controlamos para empresas alavancadas, melhoramos a significância da janela de evento.

Porém, nas interações em si, nenhum dos coeficientes apresentou significância estatística a 5% ou 10%. Além disso, tiveram, em sua maioria, coeficientes positivos, o que é contra-intuitivo. Uma hipótese inicial que tinhámos era de que empresas mais alavancadas poderiam ser percebidas como mais vulneráveis a choques na governança (como foi observado na janela de evento). Uma possibilidade que justificaria essa reação é o mercado enxergar como uma sinalização de mudança, porém, tal hipótese parece menos óbvia do que no caso anterior, de histórico de prejuízo.

Os efeitos totais estimados para os dias +1 e +2 em empresas alavancadas foram, respectivamente,  $\hat{\gamma}+1 + \hat{\delta}+1 = 0,0016$  e  $\hat{\gamma}+2 + \hat{\delta}+2 = 0,0028$ . Um teste conjunto confirmou a ausência de significância estatística para esses efeitos (coeficientes) agregados ( $F(2, 27081) = 0,176$ ,  $p = 0,839$ ). Novamente, observamos direções diferentes dos coeficientes do evento e da interação, resultando em efeitos somados pequenos em magnitude.

Resultados mostram que quando controlamos para alavancagem, resultados na janela de evento se mostram mais significativos estatisticamente, em especial para as data-evento +1 e +2. Outra vez, a análise reforça a robustez das conclusões anteriores, agora com empresas mais alavancadas.

Por fim, as análises de robustez sugerem que os principais achados do estudo até então, se mantêm válidos mesmo quando consideramos subgrupos específicos. No mais, foram encontrados resultados interessantes, alguns esperados - como reação positiva nas empresas em prejuízo -, outros menos - como efeito positivo em estatais e a melhora do modelo quando controlamos para a variável *alavancagem*.

No geral, os testes de robustez realizados reforçam a consistência e sugerem ser possível estender as conclusões anteriores a diferentes tipos de empresas e contextos pré-ocorrência.

## 9 Conclusão

À partir dos resultados obtidos ao longo desta monografia, concluímos que, embora não haja uma reação padronizada e significativamente robusta do mercado aos afastamentos de CEOs — considerando o modelo base (sem interações), a amostra analisada e a metodologia adotada —, algumas evidências pontuais nas interações se destacam tanto pela magnitude dos efeitos quanto por sua significância estatística.

A saída de um CEO é um evento importante e que gera reações por parte do mercado. Nesse contexto, entre os principais achados, destacamos que quando se controla para características específicas das ocorrências — mais especificamente para o fato da empresa ser *familiar* e a saída ter sido *imediata* —, encontramos que essas reações e efeitos são ainda mais fortes. No caso das empresas familiares, o retorno anormal no segundo dia após o anúncio (data-evento +2) foi de aproximadamente  $-1,13\%$  ( $p = 0,0007$ ), o efeito mais expressivo em toda a amostra. Já nos casos de afastamento imediato, observou-se um impacto negativo e marginalmente significativo já no dia do evento, assim que a notícia se tornou pública ( $-0,958\%$ ,  $p = 0,055$ ).

Esses resultados mostram que uma possível fragilidade percebida sobre a governança em empresas familiares e que a ausência de uma transição estruturada e mais planejada intensificam as percepção de incerteza por parte dos investidores - duas conclusões que vão em linha com hipóteses iniciais do estudo.

Esses resultados corroboram com a literatura existente. Em Bennedsen et al. (2007), argumentam que empresas familiares são particularmente mais vulneráveis em momentos de transição de governança, devido à forte ligação entre a família e a identidade da companhia, o que acaba por aumentar as incertezas sobre a sucessão. Já em Clayton, Hartzell e Rosenberg (2005), destacam que o mercado responde de forma mais negativa a sucessões abruptas (imediatas) ou mal planejadas, enquanto reage de maneira mais favorável quando há previsibilidade e continuidade.

Além dos achados supracitados, encontramos outros resultados que apontam para um padrão. Esses achados, apesar de menos conclusivos, são sugestivos de padrões que valem menção. Entre eles, destacamos:

- Nas análises de robustez, controlando para empresas *alavancadas*, observamos efeitos estatisticamente significativos para os dias +1 ( $\hat{\gamma}_{+1} = -0,93\%$ ,  $p = 0,028$ ) e +2 ( $\hat{\gamma}_{+2} = -0,68\%$ ,  $p = 0,044$ ), mesmo sem interação. Mostrando que con-

trolando para alavancagem, encontramos resultados mais robustos na janela de evento.

- Já na segmentação por empresas com *histórico de prejuízo* - referente à empresas que apresentavam margem líquida negativa - ,o coeficiente da dummy da característica foi negativo e altamente significativo ( $\hat{\theta} = -0,296\%$ ,  $p < 0,001$ ), indicando que essas empresas mostram retornos sistematicamente piores em dias normais de pregão - o que faz sentido econômico. Além disso os coeficientes de interação, apesar de não significantes, foram todos positivos, sugerindo que o mercado enxerga com bons olhos uma mudança de liderança nesse cenário.
- A variável *estatal*, apesar de não ser o foco central da análise, também apresentou um coeficiente médio positivo e significativo ao nível de 10% ( $\hat{\theta} = 0,073\%$ ,  $p = 0,066$ ), levantando a hipótese de que algumas dessas empresas — possivelmente aquelas com melhor governança e desempenho, como a Petrobrás — podem puxar o resultado médio do grupo, reforçando a necessidade de cuidado na interpretação de efeitos médios.
- No caso de *substituto interno* — situações onde, no momento do anúncio do afastamento, já havia um sucessor nomeado que pertencia à própria companhia —, a interação no dia do evento ( $\delta_0$ ) apresentou um coeficiente positivo de 1,010% ( $p = 0,141$ ). Apesar de não ser estatisticamente significativo, o resultado é compatível com a hipótese de que sucessões internas transmitem ao mercado uma percepção de continuidade estratégica e menor ruptura, suavizando a reação negativa típica em eventos de afastamento inesperado, como levantando por Clayton, Hartzel e Rosenberg (2005).

As análises de robustez, por sua vez, ajudam a reforçar as conclusões gerais: quando segmentamos a amostra por empresas estatais, com histórico recente de prejuízo e alavancadas, não observamos alterações relevantes ou que levantem preocupações, nos padrões encontrados em nenhum dos subgrupos. Além de observarmos resultados compatíveis com as segmentações propostas, como empresas em *prejuízo* performando pior no geral.

Porém, quando levamos em consideração os testes F realizados, nenhuma interação apresentou melhora significativa ao ajuste do modelo, do ponto de vista estatístico. Esse resultado não anula os achados pontuais discutidos ao longo da análise, mas reforça a ideia de que os efeitos observados são sutis, e exigem interpretações cuidadosas, levando o contexto em consideração.

Ainda assim, os resultados pontuais apontam para a existência de alguns padrões nas reações do mercado aos afastamentos de CEOs quando controlamos para características específicas das empresas e do contexto do evento. Apesar de não termos identificado efeitos sistemáticos e padronizados ao longo de toda a amostra em nenhum dos modelos, os achados em subgrupos destacados anteriormente, sugerem que o mercado responde, de fato, de maneira diferenciada dependendo do tipo de empresa e das circunstâncias do afastamento.

No mais, os modelos que utilizamos não capturam toda a complexidade envolvida nesses afastamentos. A metodologia de janela de evento com retornos médios condicionais naturalmente apresenta limitações para captar a grande heterogeneidade dos casos analisados — que envolvem empresas de setores, tamanhos e estruturas de governança bastante variadas. Ainda assim, os resultados mais interessantes encontrados mostram que, utilizando recortes corretos e bem aplicados, conseguimos extrair sinais importantes sobre a forma como o mercado percebe a qualidade da governança, riscos e oportunidades de melhoria associados à mudança na gestão.

O estudo, assim, contribui, entre outros pontos, ao demonstrar as dificuldades em se obter conclusões amplas e padronizadas sobre esse tema. Em agendas de estudo futuras, abordagens que consigam, de forma mais explícita, captar as diferenças entre as companhias, ou estudos mais focados em casos individuais podem ser promissores.

A pergunta que motivou inicialmente este trabalho, portanto, permanece em aberto, ao menos em parte. Porém, os resultados obtidos mostram que a reação do mercado a mudanças na liderança não é indiferente ao perfil de governança das companhias, contexto e percepções gerais sobre o processo de sucessão. Esse aprendizado, embasado pelos resultados encontrados, somado a base de dados construída para este propósito, representam uma pequena contribuição ao entendimento geral deste tema sobre a governança corporativa no mercado brasileiro.

## 10 Referências Bibliográficas

BENNEDSEN, Morten; NIELSEN, Kasper Meisner; PÉREZ-GONZÁLEZ, Francisco; WOLFENZON, Daniel. Inside the Family Firm: The Role of Families in Succession Decisions and Performance. *Quarterly Journal of Economics*, v. 122, n. 2, p. 647-691, 2007.

BENNEDSEN, Morten; FAN, Joseph P. H. The Family Business Map: Assets

and Roadblocks in Long-Term Planning. Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2016.

BENNEDSEN, Morten; PÉREZ-GONZÁLEZ, Francisco; WOLFENZON, Daniel. Do CEOs Matter? Evidence from Hospitalization Events. *Journal of Finance*, v. 62, n. 4, p. 1605-1641, 2020.

COLLINS, Jim; PORRAS, Jerry I. Built to Last: Successful Habits of Visionary Companies. New York: HarperBusiness, 2005.

HESKETT, James L.; SASSER, W. Earl; WHEELER, Joe. The Ownership Quotient: Putting the Service Profit Chain to Work for Unbeatable Competitive Advantage. Boston: Harvard Business Review Press, 2008.

LEAL, Ricardo P. C.; CARVALHAL, André; VALADARES, Silvia M. Estrutura de controle das companhias brasileiras de capital aberto. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 6, n. 1, 2002

IBGC (Instituto Brasileiro de Governança Corporativa). The Business Family Governance Basic Concepts, Challenges, and Recommendations. São Paulo: IBGC, 2020.

BERLE, Adolf A.; MEANS, Gardiner C. The Modern Corporation and Private Property. New York: Macmillan, 1932.

ANDERSON, Ronald C.; REEB, David M. Founding-Family Ownership and Firm Performance: Evidence from the SP 500. *Journal of Finance*, v. 58, n. 3, p. 1301-1328, 2003.

JENSEN, Michael C.; MECKLING, William H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, v. 3, n. 4, p. 305-360, 1976.

VILLALONGA, Belén; AMIT, Raphael. How Do Family Ownership, Control and Management Affect Firm Value? *Journal of Financial Economics*, v. 80, n. 2, p. 385-417, 2006.

SILVEIRA, Alexandre Di Miceli. Governança Corporativa e Estrutura de Propriedade: Determinantes e Relação com o Desempenho das Empresas no Brasil. Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, 2004.

LA PORTA, Rafael; LOPEZ-DE-SILANES, Florencio; SHLEIFER, Andrei; VISHNY, Robert. Corporate Ownership Around the World. *Journal of Finance*, v. 54, n. 2,

p. 471-517, 1999.

CLAYTON, Matthew J.; HARTZELL, Jay C.; ROSENBERG, Joshua. The Impact of CEO Turnover on Equity Volatility. *Journal of Business*, v. 78, n. 5, p. 1779-1808, 2005.

CHABAUD, Didier; HANNACHI, Mariem; YEZZA, Hedi. Succession and Strategic Renewal in Family Firms. *Journal of Family Business Strategy*, v. 12, n. 1, 2020.

ROYER, Susanne; SIMONS, Roland; BOYD, Britta; RAFFERTY, Alannah. Promoting Family: A Contingency Model of Family Business Succession. *Family Business Review*, v. 21, n. 1, p. 15-30, 2008.

CABRERA-SUÁREZ, Carmen K.; DE SAA-PEREZ, Petra; GARCIA-ALMEIDA, Desiderio J. The Succession Process from a Resource- and Knowledge-Based View. *Family Business Review*, v. 14, n. 1, p. 37-48, 2001.

LEE, Jean; LIM, Jin-Hwa; LIM, Giyeun. Family Business Succession: Appropriation Risk and Choice of Successor. *Academy of Management Review*, v. 28, n. 4, p. 657-666, 2003.

MACKINLAY, A. Craig. Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, v. 35, n. 1, p. 13-39, mar. 1997.

BROWN, Stephen; WARNER, Jerold B. Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies. *Journal of Financial Economics*, v. 14, n. 1, p. 3-31, 1985.

FAMA, Eugene F.; FISHER, Lawrence; JENSEN, Michael C.; ROLL, Richard. The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, v. 10, n. 1, p. 1-21, 1969.

## 11 Anexo

### 1. Código em R

O código utilizado no *R Studio* Studio foi feito com auxílio do modelo de Inteligência Artificial *Chat GPT 4o*, com a permissão do Professor Orientador.

```
1 # Instalar pacotes
2 install.packages(c("dplyr", "tidyR", "purrr", "broom", "plm",
3   "readxl"))
4 install.packages("car")
5 install.packages("janitor")
6 install.packages(c("sandwich", "lmtest"))
7
8 # Carregar pacotes
9 library(dplyr)
10 library(tidyR)
11 library(purrr)
12 library(broom)
13 library(plm)
14 library(readxl)
15 library(tidyverse)
16 library(lmtest)
17 library(sandwich)
18 library(janitor)
19
20 dados <- read_excel("C:\\\\Users\\\\berna\\\\OneDrive\\\\Documents\\\\
21   Monografia_BT\\\\Dados_regressao.xlsx")
22 dados <- clean_names(dados)
23
24 dados <- dados %>%
25   rename(
26     dia_m2 = dia_2,
27     dia_m1 = dia_1,
28     dia_0 = dia_0,
29     dia_1 = dia_1_2,
30     dia_2 = dia_2_2
31   )
32
33 # CALCULANDO GAMMA (RETORNO ANORMAL M DIO DA AMOSTRA)
34 dados_filtrado <- dados %>%
35   filter(inesperado == 1) %>%
36   mutate(
37     dia_m2 = ifelse(data_evento == -2, 1, 0),
38     dia_m1 = ifelse(data_evento == -1, 1, 0),
```

```

38     dia_0  = ifelse(data_evento == 0, 1, 0),
39     dia_1  = ifelse(data_evento == 1, 1, 0),
40     dia_2  = ifelse(data_evento == 2, 1, 0)
41 )
42
43 modelo_evento_completo <- lm(
44   retorno_acao ~ retorno_ibov + dia_m2 + dia_m1 + dia_0 +
45   dia_1 + dia_2,
46   data = dados_filtrado
47 )
48
49 # INTERACAO FAMILIAR
50 modelo_familiar_completo <- lm(
51   retorno_acao ~ retorno_ibov + dia_m2 + dia_m1 + dia_0 +
52   dia_1 + dia_2 +
53   familiar +
54   dia_m2:familiar + dia_m1:familiar +
55   dia_0:familiar + dia_1:familiar + dia_2:familiar,
56   data = dados_filtrado
57 )
58
59 # INTERACAO SUBSTITUTO INTERNO
60 dados_substituto <- dados %>%
61   filter(inesperado == 1) %>%
62   select(retorno_acao, retorno_ibov, dia_m2, dia_m1, dia_0,
63   dia_1, dia_2, substituto_interno) %>%
64   drop_na()
65
66 modelo_substituto_interno <- lm(
67   retorno_acao ~ retorno_ibov + dia_m2 + dia_m1 + dia_0 +
68   dia_1 + dia_2 +
69   substituto_interno +
70   dia_m2:substituto_interno + dia_m1:substituto_interno +

```

```

70     dia_0:substituto_interno + dia_1:substituto_interno +
71         dia_2:substituto_interno ,
72     data = dados_substituto
73 )
74 coeftest(modelo_substituto_interno , vcov = vcovHC(
75     modelo_substituto_interno , type = "HC1"))
76 linearHypothesis(modelo_substituto_interno , "dia_0 + dia_0:
77     substituto_interno = 0" , vcov = vcovHC(
78     modelo_substituto_interno , type = "HC1"))

79 # INTERACAO IMEDIATO
80 modelo_immediato <- lm(
81     retorno_acao ~ retorno_ibov + dia_m2 + dia_m1 + dia_0 +
82         dia_1 + dia_2 +
83         immediato +
84         dia_m2:immediato + dia_m1:immediato +
85         dia_0:immediato + dia_1:immediato + dia_2:immediato ,
86     data = dados_immediato
87 )
88 coeftest(modelo_immediato , vcov = vcovHC(modelo_immediato , type
89 = "HC1"))
90 linearHypothesis(modelo_immediato , "dia_0 + dia_0:immediato = 0
91     " , vcov = vcovHC(modelo_immediato , type = "HC1"))

92 # TESTES FAMILIAR
93 modelo_base_familiar <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +
94     dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 + familiar , data =
95     dados_familiar)
96 modelo_familiar_full <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +
97     dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 + familiar +
98         dia_m2:familiar + dia_m1:
99             familiar + dia_0:familiar +
100             dia_1:familiar + dia_2:
101                 familiar ,
102             data = dados_familiar)
103 anova(modelo_base_familiar , modelo_familiar_full)

104 # TESTES F SUBSTITUTO INTERNO
105 modelo_base_interno <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +
106     dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 +
107         dia_2:familiar ,
108         data = dados_interno)
109 anova(modelo_base_interno , modelo_familiar_full)

```

```

    substituto_interno, data = dados_interno)
96 modelo_interno_full <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +
97   dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 +
98   substituto_interno +
99     dia_m2:substituto_interno +
100   dia_m1:substituto_interno +
101   dia_0:substituto_interno +
102   dia_1:substituto_interno + dia_2:
103   substituto_interno, data =
104   dados_interno)
105 anova(modelo_base_interno, modelo_interno_full)
106
107 # TESTE F IMEDIATO
108
109 modelo_base_immediato <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +
110   dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 + imediato, data =
111   dados_immediato)
112 modelo_immediato_full <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +
113   dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 + imediato +
114     dia_m2:immediato + dia_m1:
115       imediato + dia_0:imediato +
116       dia_1:imediato + dia_2:
117       imediato,
118       data = dados_immediato)
119 anova(modelo_base_immediato, modelo_immediato_full)
120
121
122 ###### ROBUSTEZ #####
123
124 # ESTATAL
125
126 dados_estatal <- dados %>%
127   select(retorno_acao, retorno_ibov, dia_m2, dia_m1, dia_0,
128         dia_1, dia_2, estatal) %>%
129   drop_na()
130
131
132 modelo_base_estatal <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +
133   dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 + estatal,
134   data = dados_estatal)
135
136
137 modelo_estatal_full <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +
138   dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 +

```

```

120         estatal + dia_m2:estatal + dia_m1
121             :estatal + dia_0:estatal +
122                 dia_1:estatal + dia_2:estatal ,
123                 data = dados_estatal)
124
124 coeftest(modelo_estatal_full, vcov = vcovHC(
125     modelo_estatal_full, type = "HC1"))
125 anova(modelo_base_estatal, modelo_estatal_full)
126
127 sum(dados_estatal$estatal == 1)
128 table(dados_estatal$estatal)
129
130 # PROFIT
131 dados_profit <- dados %>%
132     select(retorno_acao, retorno_ibov, dia_m2, dia_m1, dia_0,
133             dia_1, dia_2, profit) %>%
134     drop_na()
135
135 modelo_base_profit <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov + dia_m2
136             + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 + profit,
137             data = dados_profit)
138
138 modelo_profit_full <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov + dia_m2
139             + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 +
140                 profit + dia_m2:profit + dia_m1:
141                     profit + dia_0:profit +
142                         dia_1:profit + dia_2:profit ,
143                         data = dados_profit)
144
143 coeftest(modelo_profit_full, vcov = vcovHC(modelo_profit_full
145     , type = "HC1"))
144 anova(modelo_base_profit, modelo_profit_full)
145
146 # LEVERAGE
147 dados_leverage <- dados %>%
148     select(retorno_acao, retorno_ibov, dia_m2, dia_m1, dia_0,
149             dia_1, dia_2, leverage) %>%
150     drop_na()
151
151 modelo_base_leverage <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +

```

```

152     dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 + leverage,
153                         data = dados_leverage)
154
154 modelo_leverage_full <- lm(retorno_acao ~ retorno_ibov +
155     dia_m2 + dia_m1 + dia_0 + dia_1 + dia_2 +
156     leverage + dia_m2:leverage +
157     dia_m1:leverage + dia_0:
158     leverage +
159     dia_1:leverage + dia_2:leverage,
160     data = dados_leverage)
161
162
162 coeftest(modelo_leverage_full, vcov = vcovHC(
163     modelo_leverage_full, type = "HC1"))
164 anova(modelo_base_leverage, modelo_leverage_full)
165
166 linearHypothesis(
167     modelo_leverage_full,
168     c("dia_1 + dia_1:leverage = 0", "dia_2 + dia_2:leverage = 0
169     "),
170     vcov = vcovHC(modelo_leverage_full, type = "HC1"))
171
172
172 # Estatísticas gerais
173 table(dados$profit)
174 table(dados$leverage)
175 mean(dados$profit, na.rm = TRUE)
176 mean(dados$leverage, na.rm = TRUE)

```

## 2. Base de dados coletada

Neste subitem são apresentados detalhes da base de dados utilizada, bem como a origem das informações coletadas.

- **Período de coleta:** Janeiro de 2001 a Maio de 2025.
- **Fonte dos dados de preço das ações:** Terminal *Bloomberg*.
- **Fonte do retorno do Ibovespa:** Terminal *Bloomberg*.
- **Fonte das informações sobre afastamentos de CEOs:** comunicados oficiais das empresas à CVM (*Comissão de Valores Mobiliários*), releases para imprensa

e materiais públicos.

- **Amostra final:** 119 eventos de afastamento inesperados de CEOs, após aplicação dos filtros metodológicos descritos no capítulo de metodologia.