

ATRIBUTOS DO RELATÓRIO DE AUDITORIA INDEPENDENTE E RISCO: EVIDÊNCIAS NO BRASIL

RESUMO

Este estudo examina em que medida atributos do relatório de auditoria independente estão associados ao risco de mercado das companhias brasileiras listadas na B3. Sob a perspectiva da Teoria da Sinalização, argumenta-se que o tipo de opinião do auditor, a divulgação dos Principais Assuntos de Auditoria (PAAs) e o prazo de divulgação do relatório de auditoria funcionam como sinais públicos capazes de influenciar a percepção dos investidores sobre a qualidade do relatório financeiro e a incerteza informacional, com implicações para a precificação do risco. A amostra compreende 275 empresas e 2.849 observações no período de 2010 a 2024. O risco de mercado é mensurado pelo coeficiente beta do *CAPM*, estimado em janelas de 30, 60, 90, 120 e 252 dias após a divulgação do relatório, por meio de regressões com dados em painel desbalanceado. Os resultados indicam que os atributos do relatório não se associam de forma uniforme ao risco de mercado. A divulgação dos PAAs apresenta associação positiva e consistente com o beta, especialmente em janelas mais curtas. Em contraste, a opinião modificada não se associa ao aumento do risco e, em alguns casos, apresenta relação negativa. O prazo de divulgação do relatório evidencia uma associação mais limitada, tornando-se relevante apenas em horizontes mais longos. Os achados indicam que o relatório de auditoria constitui um conjunto de sinais com implicações econômicas distintas, influenciando a avaliação do risco para além da conformidade regulatória.

Palavras-chave: Relatório de auditoria independente; Risco de mercado; *CAPM*.

ABSTRACT

This study examines the extent to which the attributes of the independent auditor's report are associated with the market risk of Brazilian firms listed on B3. Drawing on Signaling Theory, it argues that the auditor's opinion type, the disclosure of Key Audit Matters (KAMs), and the reporting lag of the auditor's report function as public signals capable of influencing investors' perceptions of financial reporting quality and informational uncertainty, with implications for risk pricing. The sample comprises 275 firms and 2,849 observations over the 2010 to 2024 period. Market risk is measured by the *CAPM* beta coefficient, estimated over 30, 60, 90, 120, and 252 day windows following the release of the report, using unbalanced panel data regressions. The findings indicate that the attributes of the report are not uniformly associated with market risk. KAM disclosure exhibits a positive and consistent association with beta, particularly over shorter windows. By contrast, a modified audit opinion is not associated with higher risk and, in some cases, shows a negative relationship. The reporting lag of the auditor's report displays a more limited association, becoming relevant only over longer horizons. Overall, the evidence suggests that the auditor's report comprises a set of signals with distinct economic implications, influencing risk assessment beyond mere regulatory compliance.

Keywords: Independent auditor's report; Market risk; *CAPM*.

1. INTRODUÇÃO

A auditoria independente desempenha papel central no mercado de capitais ao reforçar a credibilidade das demonstrações financeiras, atenuar conflitos de agência e contribuir para decisões fundamentadas por parte de credores, analistas e acionistas (DeFond & Zhang, 2014; Gaynor et al., 2016; Venturini et al., 2022). Seu produto observável é o Relatório de Auditoria Independente (RAI), documento público pelo qual o auditor expressa sua opinião sobre as demonstrações financeiras e divulga aspectos relevantes do processo de auditoria (Carvalho et al., 2019; Suave et al., 2024). Embora este relatório seja tratado como exigência regulatória, também pode ser percebido como divulgação com potencial para afetar a forma como o mercado avalia a empresa auditada.

Esse argumento é relevante em ambientes marcados por assimetria informacional, em que sinais públicos e verificáveis afetam a revisão das expectativas dos investidores (Spence, 1973, 2002). Em economias emergentes, a qualidade, a tempestividade e a consistência das informações públicas desempenham um papel ainda mais forte na formação de expectativas, dado que atrasos, omissões e fragilidades no processo de divulgação podem ser interpretados como sinais de maior incerteza (Fan & Wong, 2005; Terra & Lima, 2006; Marques et al., 2018; Cescon et al., 2022). Nesse âmbito, os atributos observáveis do RAI podem atuar como sinais de confiabilidade do relatório financeiro, indicando a existência de incertezas relevantes e a complexidade do processo de assegução (Carvalho et al., 2019).

Essa perspectiva se conecta à noção de qualidade da auditoria, associada à combinação entre competência técnica e independência do auditor. Quanto maior a capacidade de detectar e reportar distorções relevantes, maior tende a ser o valor informacional atribuído ao trabalho de auditoria pelos usuários externos (DeAngelo, 1981; DeFond & Zhang, 2014). Ademais, a literatura sustenta que a precisão, a tempestividade e a credibilidade das informações públicas influenciam a avaliação dos fluxos de caixa futuros e a percepção de sua covariância com o mercado, com implicações para a precificação do risco (Fama, 1970; Healy & Palepu, 2001; Lambert et al., 2007). Assim, o relatório de auditoria pode conter informações economicamente relevantes para a avaliação do risco de mercado da empresa.

No âmbito dessa discussão, três atributos do RAI merecem destaque: o tipo de opinião do auditor, a divulgação dos Principais Assuntos de Auditoria (PAAs) e o prazo para emissão do relatório. A opinião modificada pode indicar distorções materiais, limitações de escopo ou incertezas relevantes. Enquanto isso, os PAAs destacam áreas de maior risco, de julgamento ou de complexidade no processo de auditoria. Já o prazo para emissão do RAI costuma estar associado a maior esforço do auditor, maior dificuldade informacional ou maior complexidade no encerramento dos trabalhos (Bryan & Mason, 2020; Cao et al., 2020; Guimarães et al., 2022; Köhler et al., 2020; Venturini et al., 2022). Embora distintos em natureza, esses atributos configuram-se como sinais observáveis capazes de influenciar a forma como o mercado percebe o risco da firma.

A literatura documenta efeitos de atributos específicos do relatório de auditoria sobre retornos anormais, custo de capital, assimetria informacional e qualidade da divulgação (Souza & Nardi, 2018; Köhler et al., 2020; Teixeira et al., 2022; Venturini et al., 2022). Ainda assim, essa evidência permanece fragmentada, uma vez que tais atributos costumam ser analisados isoladamente e raramente em relação ao risco sistemático da firma. Essa lacuna é particularmente relevante no mercado brasileiro, onde os atributos informacionais são mais acentuados e o conteúdo do relatório ganhou maior densidade informacional nos últimos anos (Fan & Wong, 2005; Terra & Lima, 2006; Marques et al., 2018; Cescon et al., 2022).

Diante disso, este estudo investiga em que medida atributos do relatório de auditoria independente estão associados ao risco de mercado de empresas brasileiras listadas na B3. Especificamente, examina-se a associação entre três atributos do RAI — tipo de opinião do auditor, divulgação dos PAAs e prazo para emissão do relatório — e o risco de mercado da

firma, mensurado pelo coeficiente beta do *Capital Asset Pricing Model (CAPM)* (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966).

O foco no beta permite avançar em relação a estudos que se concentram em retornos anormais ou em *proxies* amplas do ambiente informacional. Em vez de captar apenas a reação imediata do mercado ao evento, o beta estimado após a divulgação do RAI permite avaliar se o conteúdo do relatório está associado à percepção de risco sistemático da firma em períodos subsequentes. Para tanto, o estudo estima o beta em janelas de 30, 60, 90, 120 e 252 dias de negociação após a divulgação do relatório. Esse procedimento permite comparar a associação entre os atributos do RAI e o risco em diferentes horizontes temporais, embora, nas janelas mais longas, o comportamento do beta também reflita a influência de anúncios corporativos e de choques macroeconômicos (Ittonen, 2012; Elsayed et al., 2023).

O contexto brasileiro oferece um cenário adequado para esse exame. A exigência de auditoria para companhias abertas decorre da Lei n.º 6.404/1976 (Brasil, 1976), enquanto a Norma Brasileira de Contabilidade (NBC) TA 700 (NBC, 2016a) disciplina a elaboração do RAI e ampliou o conteúdo informacional do relatório, especialmente com a incorporação dos PAAs (Guimarães et al., 2022). Esse ambiente torna plausível a hipótese de que o RAI seja processado pelo mercado não apenas como documento de conformidade, mas também como fonte adicional de informação sobre risco, incerteza e qualidade do relatório financeiro.

Esta pesquisa contribui para a literatura ao investigar a associação entre os atributos do RAI e o risco sistemático da firma em um mercado emergente. Em termos práticos, caso o mercado interprete — opiniões modificadas, PAAs e prazo de emissão do relatório — como sinais de maior incerteza, os investidores podem exigir maior retorno para manter a exposição aos ativos, dado que o beta integra a precificação (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966; Fama & French, 2007). Logo, o estudo examina se o RAI informa, de forma economicamente relevante, sobre a avaliação do risco no mercado de capitais brasileiro.

2. LITERATURA E HIPÓTESES

A associação entre atributos do RAI e o risco de mercado decorre da concepção de que a auditoria reduz as assimetrias informacionais ao conferir validade externa às demonstrações financeiras. Nessa perspectiva, o relatório do auditor não constitui apenas o produto formal do processo de assecuração, mas também um sinal público capaz de influenciar a avaliação, pelo mercado, da confiabilidade, da incerteza dos fluxos de caixa, com reflexos na precificação do risco. Esta seção elabora as hipóteses do estudo, considerando três atributos do RAI: o tipo de opinião do auditor, a divulgação dos PAAs e o prazo para a emissão do relatório.

2.1. Tipo de opinião do auditor

A opinião do auditor constitui o sinal mais sintético e visível do relatório de auditoria. Quando não modificada, a opinião sugere que as demonstrações contábeis foram apresentadas de acordo com as normas contábeis aplicáveis. Quando modificada — por ressalva, adversa ou abstenção —, ela comunica a existência de limitações, desacordos ou incertezas relevantes capazes de comprometer a utilidade informacional do relatório contábil.

Essa interpretação é coerente com a literatura sobre a qualidade da auditoria, segundo a qual o valor informacional do trabalho do auditor decorre de sua capacidade de identificar e comunicar distorções relevantes, com independência e competência técnica (DeAngelo, 1981; Francis, 2004; DeFond & Zhang, 2014). Sob essa ótica, a opinião modificada não se limita a uma classificação técnica; transmite ao mercado um sinal de maior fragilidade informacional da empresa auditada.

Esse mecanismo econômico é igualmente compatível com a Teoria da Sinalização. Em ambientes com elevada assimetria informacional, sinais emitidos por agentes reputacionais e institucionalmente verificáveis tendem a influenciar a revisão de crenças por parte de usuários

externos (Spence, 1973, 2002; Connelly et al., 2011). Como o RAI é emitido por um terceiro independente — sujeito à padronização normativa e ao escrutínio regulatório —, uma opinião modificada pode ser interpretada como indício de menor confiabilidade das demonstrações financeiras e, conseqüentemente, de maior incerteza quanto aos fluxos de caixa esperados da empresa auditada.

A literatura sugere que essa resposta do mercado não é uniforme em magnitude ou em *timing*. Parte das pesquisas documenta efeitos modestos sobre preços e retornos, ao passo que outras apontam repercussões mais amplas sobre a incerteza e a avaliação econômica da firma, especialmente quando o conteúdo da modificação é suficientemente claro ou relevante (Dodd et al., 1984; Dopuch et al., 1986; Fields & Wilkins, 1991; Fargher & Wilkins, 1998; Ianniello & Galloppo, 2015; El Badlaoui et al., 2023). Ainda assim, a direção econômica esperada não se altera: ao tornar mais clara a possibilidade de fragilidade no relatório financeiro, a opinião modificada tende a elevar a percepção de risco dos investidores.

Esse argumento também se conecta à literatura empírica que relaciona as propriedades da informação contábil ao risco precificado. Se a qualidade informacional afeta a confiança no *disclosure* e a avaliação das covariâncias entre os fluxos de caixa da firma e o mercado, então um sinal adverso emitido pelo auditor tende a indicar um maior risco percebido após a divulgação do RAI (Botosan, 1997; Botosan & Plumlee, 2002; Lambert et al., 2007). No Brasil, estudos que relacionam *proxies* de qualidade informacional ao beta demonstram que danos no ambiente informacional tendem a acompanhar maior risco de mercado (Ramos & Caramori, 2017; Oliveira Júnior et al., 2023; Teodósio et al., 2023; Cardoso & Britto, 2024). Logo, se a opinião modificada constitui um sinal adverso quanto à confiabilidade do relatório financeiro, espera-se uma associação positiva com o risco de mercado. Assim, apresenta-se a primeira hipótese do estudo:

Hipótese 1 (H_1): A opinião modificada do auditor independente está positivamente associada ao risco de mercado das empresas brasileiras listadas na B3.

2.2. Principais assuntos de auditoria

A adoção dos PAAs no Brasil, conforme a NBC TA 701 (2016b), ampliou o conteúdo informacional do RAI ao exigir a divulgação de temas que demandaram maior atenção do auditor ao longo dos trabalhos de auditoria. Com isso, o relatório deixou de comunicar apenas a conclusão sobre as demonstrações financeiras e passou também a explicitar áreas marcadas por maior julgamento, complexidade ou risco de distorção relevante (Colares et al., 2018; Venturini et al., 2022).

Ao contrário da opinião do auditor, o efeito informacional dos PAAs é, teoricamente, ambíguo. Por um lado, sua divulgação pode reduzir a opacidade ao tornar mais transparentes temas sensíveis dos relatórios financeiros e ao fornecer aos usuários informações adicionais sobre o escopo do trabalho do auditor em áreas críticas. Nessa interpretação, os PAAs tendem a aprimorar a capacidade do mercado de processar informações relevantes, reduzindo a assimetria informacional (Köhler et al., 2020). Evidências no ambiente brasileiro indicam que atributos informacionais dos PAAs podem estar associados a uma melhor qualidade nas previsões de analistas, especialmente em firmas com menor cobertura informacional (Venturini et al., 2022).

Por outro lado, os PAAs também podem ampliar a visibilidade sobre as fontes de risco. Ao destacar temas que envolvem estimativas sensíveis, julgamentos complexos ou áreas com maior risco de distorção, o auditor pode tornar mais explícitas dimensões de incerteza que, na ausência desse detalhamento, permaneceriam menos salientes para o mercado (Venturini et al., 2023; Camacho-Miñano et al., 2024). Nesse caso, o aumento da transparência não implica

redução do risco percebido; ao contrário, pode levar investidores a revisar a exposição da firma a eventos desfavoráveis e, portanto, a reavaliar seu risco.

Essa ambivalência ajuda a explicar por que a literatura não aponta um resultado único quanto aos efeitos econômicos dos PAAs. Em alguns contextos, sua divulgação está associada à redução de assimetria informacional; em outros, associa-se ao aumento da percepção de risco e do custo de capital. O efeito líquido depende bastante do equilíbrio entre aumentar a transparência e revelar fragilidades ou incertezas já existentes (Köhler et al., 2020; Liao et al., 2023). No Brasil, evidências recentes indicam que os PAAs estão associados a um maior risco contábil, de mercado e de custo do capital próprio, sugerindo que seu conteúdo implica implicações econômicas (Venturini et al., 2023).

Sob a ótica da precificação, esse raciocínio é compatível com o de Lambert et al. (2007): se propriedades informacionais alteram a avaliação das covariâncias entre os resultados da empresa e o mercado, então a divulgação dos PAAs pode estar associada ao risco sistemático do ativo. Como a direção líquida dessa associação é, em princípio, ambígua, a segunda hipótese é formulada de modo não direcional:

Hipótese 2 (H_2): A divulgação dos principais assuntos de auditoria está associada ao risco de mercado das empresas brasileiras listadas na B3.

2.3. Prazo de emissão do relatório de auditoria

O prazo para a divulgação do RAI corresponde ao intervalo entre o encerramento do exercício social e a data de emissão do documento. Embora operacionalmente simples, essa medida pode refletir aspectos relevantes do processo de auditoria, como a complexidade do trabalho, a necessidade de procedimentos adicionais, a dificuldade na obtenção de evidências e as fricções informacionais no encerramento contábil (Knechel & Payne, 2001; Habib et al., 2019; Li et al., 2025). Nesse sentido, o prazo para emissão pode conter conteúdo econômico, ainda que não represente, necessariamente, descumprimento regulatório.

Uma primeira aceção decorre da Teoria da Sinalização. Em ambientes de assimetria informacional, um prazo mais longo até a divulgação do RAI pode ser percebido como sinal de que o processo de asseguarção demandou esforço adicional, enfrentou obstáculos ou lidou com temas sensíveis, o que aumenta a percepção de incerteza por parte dos usuários externos (Spence, 1973; Connelly et al., 2011). Sob essa perspectiva, um intervalo mais extenso entre o encerramento do exercício social e a emissão do relatório pode estar relacionado à maior complexidade do relatório financeiro, ao maior risco de distorções ou à maior dificuldade na validação das demonstrações (DeAngelo, 1981; Habib et al., 2019).

Uma segunda interpretação é informacional. Até a divulgação do relatório, o mercado permanece sem a validação independente das demonstrações financeiras. Quanto maior for o prazo até essa divulgação, maior tende a ser o período em que investidores operam sem o aval externo sobre estimativas, julgamentos contábeis e qualidade geral da informação financeira. Nesse contexto, a utilidade da divulgação auditada é postergada, e o risco informacional pode se tornar mais relevante na definição de preços (Healy & Palepu, 2001). Evidências recentes indicam associação positiva entre maior prazo de divulgação do RAI e maior custo do capital próprio, sugerindo que o mercado atribui conteúdo econômico a esse prazo (Bhuiyan et al., 2024).

Esse raciocínio também é compatível com Lambert et al. (2007). Se a tempestividade com que a informação auditada chega ao mercado influencia a avaliação das covariâncias percebidas e, por consequência, os componentes do risco precificado, então um prazo mais demorado de divulgação tende a ser compatível com maior risco de mercado, em média. O argumento não pressupõe que todo intervalo maior seja necessariamente adverso; pressupõe

apenas que, sob condições usuais, a postergação da validação independente pode prolongar a incerteza informacional enfrentada pelos investidores.

No contexto brasileiro, essa expectativa encontra suporte adicional na literatura, que relaciona o ambiente informacional ao risco de mercado. Estudos recentes indicam que baixa qualidade da informação, menor previsibilidade dos resultados e maior discricionariedade contábil tendem a estar associadas a betas mais elevados, sugerindo que deficiências no fluxo informacional são incorporadas como componente adicional de risco (Ramos & Caramori, 2017; Oliveira Júnior et al., 2023; Teodósio et al., 2023). Assim, se um prazo mais longo até a divulgação do RAI posterga a validação independente do relatório e prolonga a incerteza informacional, é coerente esperar uma associação positiva com o risco de mercado. Diante do exposto, apresenta-se a terceira hipótese do estudo:

Hipótese 3 (H₃): Maior prazo de divulgação do relatório de auditoria está positivamente associado ao aumento do risco de mercado das empresas brasileiras listadas na B3.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1. População, amostra e dados

A população é composta por companhias brasileiras listadas na B3 entre 2010 e 2024. A base foi levantada no Economatica® e reuniu 369 empresas, totalizando 5.535 observações empresa-ano. A definição do período temporal está associada à consolidação da adoção das *International Financial Reporting Standards (IFRS)* no Brasil. Para a composição da amostra final, foram excluídas as observações referentes a empresas dos setores financeiro, de seguros e de *holdings*, em razão de suas particularidades regulatórias e patrimoniais, que dificultam a comparação com firmas não financeiras. Além disso, foram excluídas as observações sem os dados necessários à construção das variáveis do estudo e as classificadas como atípicas pelo *Blocked Adaptive Computationally Efficient Outlier Nominators (BACON)*, desenvolvido por Billor et al. (2000). Observada a persistência de valores extremos, foi aplicada a *winsorização* às variáveis contínuas do estudo. Após esses filtros, a amostra passou a reunir 275 empresas e 2.849 observações. A Tabela 1 apresenta o processo de composição da amostra.

Tabela 1 – Processo de amostragem e composição da amostra

<i>Descrição dos procedimentos</i>	<i>Empresas</i>	<i>Observações</i>
Empresas/observações listadas com registro ativo na B3 ^(a)	369	5.535
(-) Empresas/observações do setor financeiro, seguros e <i>holdings</i>	(47)	(705)
(-) Empresas/observações com ausência de dados de <i>beta</i> e RAI	(46)	(1.794)
(-) Empresas/observações com ausência de dados das variáveis de controle	(1)	(61)
(-) Empresas/observações com dados <i>outliers</i> ^(b)	(0)	(126)
(=) Empresas/observações representativas da amostra	275	2.849

Nota: (a) Amostra inicial da pesquisa, apurada após a exclusão das empresas com código (*ticker*) de negociação de menor liquidez na B3. (b) A detecção de *outliers* foi realizada com o algoritmo *bacon* (Billor et al., 2000) e executada no Stata®, versão 19. Para a exclusão dos *outliers*, foram utilizados os percentis nos limites de 1% e 99%. **Fonte:** Dados da pesquisa (2026).

As informações de mercado utilizadas na mensuração do beta foram obtidas no *Yahoo Finance*, com extração automatizada em ambiente Python por meio do pacote *yfinance*. Os preços ajustados das ações e do Ibovespa foram convertidos em retornos logarítmicos diários. A taxa Selic, empregada como *proxy* da taxa livre de risco, foi coletada diretamente no Banco Central do Brasil.

Os dados sobre os atributos do RAI foram extraídos manualmente das Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFPs), disponíveis na B3, na seção “Relatórios Estruturados”, item “Pareceres e Declarações”, subseção “Relatório do Auditor Independente”. Para padronizar a coleta, estabeleceram-se três critérios: (i) cada relatório foi associado ao respectivo exercício social, seguindo o ciclo de reporte usual; (ii) o prazo foi medido prioritariamente pela data de

assinatura do relatório e, na ausência desta, pela data de envio das DFPs; e (iii) quando havia várias versões do relatório, considerou-se apenas a primeira disponibilizada ao mercado.

3.2. Definição do modelo e variáveis

Para investigar a associação entre os atributos do RAI e o risco de mercado das empresas brasileiras listadas na B3, foram estimados modelos de painel, tendo como variável dependente o coeficiente beta do *CAPM*, calculado em janelas temporais posteriores à data de emissão do RAI. A escolha do beta decorre de seu uso consolidado como *proxy* do risco de mercado relevante para a precificação, na medida em que expressa a sensibilidade do retorno do ativo às variações do retorno de mercado (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966). A estimação do risco de mercado parte da formulação do *CAPM*, expressa na Equação 1:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{it}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 1}$$

Onde: R_{it} é o retorno diário da ação i no dia t ; R_{ft} é o retorno diário da taxa livre de risco f no dia t , representada pela taxa Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia); R_{mt} é o retorno diário do índice de mercado m no dia t , representado pelo índice Ibovespa; α_i é o intercepto; β_{it} é o coeficiente angular que captura o risco de mercado; e ε_{it} é o termo de erro, onde $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$.

Em termos operacionais, o beta foi obtido por meio da regressão do excesso de retorno do ativo em relação ao excesso de retorno do mercado, empregando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), em janelas fixas posteriores à divulgação do RAI (30, 60, 90, 120 e 252 dias úteis de negociação). O cálculo teve início no primeiro pregão subsequente à data de assinatura do relatório. Para cada empresa e janela, o coeficiente foi registrado como medida do risco de mercado. A adoção desses horizontes busca captar a resposta do mercado em janelas mais próximas do evento informacional e oferecer uma medida mais estável da exposição sistemática ao longo de um horizonte anual. Essa escolha é consistente com a ideia de que o conteúdo do relatório pode não ser absorvido instantaneamente, mas sim processado ao longo de um período subsequente à sua divulgação (Ittonen, 2012; Elsayed et al., 2023).

A associação entre os atributos do RAI e o risco de mercado foi avaliada, sendo estimados modelos individuais para cada atributo do relatório, permitindo identificar sua associação isolada ao risco de mercado em cada janela de beta posterior à divulgação do RAI. As especificações são representadas pelas Equações 2, 3 e 4, a seguir:

$$RISC_{it} = \beta_0 + \beta_1 OPI_{it} + \beta_{2-5} X'_{it} + \delta_s + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 2}$$

$$RISC_{it} = \beta_0 + \beta_1 DPAA_{it} + \beta_{2-5} X'_{it} + \delta_s + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 3}$$

$$RISC_{it} = \beta_0 + \beta_1 LNAD_{it} + \beta_{2-5} X'_{it} + \delta_s + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 4}$$

Onde: $RISC_{it}$ representa o risco de mercado (RM) estimado pelo beta do *CAPM* da empresa i no ano t ; OPI_{it} , $DPAA_{it}$ e $LNAD_{it}$ correspondem, respectivamente, ao tipo de opinião, à divulgação de PAAs e ao prazo da emissão do RAI da empresa i no ano t ; o X'_{it} representa o vetor das variáveis de controle (TAM , ROA , CRE , ALA) da empresa i no ano t ; o β_0 é o intercepto; os β_{1-5} são os coeficientes angulares; δ_s e θ_t são, respectivamente, os efeitos fixos de setor e ano; e ε_i é o termo de erro da regressão. O Quadro 1 apresenta um resumo da operacionalização e do suporte teórico das variáveis utilizadas no estudo.

Quadro 1 – sintetiza as variáveis empregadas na pesquisa

Variáveis		Operacionalização	Fundamentação
Dependente	Risco de mercado (<i>RM</i>)	Estimado via beta (β_{it}) do modelo <i>CAPM</i> , em janelas após a divulgação do RAI.	Fama (1970); Sharpe (1964); Teodósio et al. (2023).
Independente	Tipo de opinião (<i>OPI</i>)	<i>Dummy</i> : “1” para modificada (com ressalva, adversa ou abstenção), “0” para não modificada.	Carvalho et al. (2019); Guimarães et al. (2022).
	Divulgação de PAAs (<i>DPAA</i>)	<i>Dummy</i> : “1” se houver PAAs, “0” caso contrário.	Köhler et al. (2020); Venturini et al. (2022).
	Prazo da divulgação (<i>LNAD</i>)	Logaritmo natural dos dias entre o encerramento do exercício social e a data do relatório de auditoria independente.	Bryan & Mason (2020); Cao et al. (2020).
Controle	Tamanho (<i>TAM</i>)	Logaritmo natural do ativo total.	Carvalho et al. (2019); Guimarães et al. (2022); Teodósio et al. (2023); Venturini et al. (2022).
	Rentabilidade (<i>ROA</i>)	Razão entre o lucro operacional em <i>t</i> e o ativo total em <i>t-1</i> .	Venturini et al. (2022).
	Crescimento (<i>CRE</i>)	Varição das receitas líquidas entre os períodos <i>t</i> e <i>t-1</i> .	Brimble & Hodgson (2007).
	Alavancagem (<i>ALA</i>)	Razão entre o passivo total e o ativo total da empresa em <i>t</i> .	Carvalho et al. (2019).

Fonte: Elaborado pelos autores (2026).

As variáveis de controle são compatíveis com as especificações empregadas em pesquisas que relacionam auditoria, ambiente informacional e risco no mercado de capitais, o que sustenta sua inclusão na modelagem (Souza & Nardi, 2018; Carvalho et al., 2019; Guimarães et al., 2022; Venturini et al., 2022; Teodósio et al., 2023).

3.3. Procedimentos de análise

A análise foi conduzida em três etapas. Inicialmente, apuraram-se as estatísticas descritivas das variáveis. Em seguida, examinaram-se as associações bivariadas por meio das correlações de Pearson e de Spearman. Finalmente, estimaram-se modelos com dados em painel desbalanceado, considerando a estrutura firma-ano das observações.

A especificação econométrica foi definida com base em testes de diagnóstico. Em regressões *pooled* por MQO, a heterocedasticidade foi avaliada pelo teste de Breusch-Pagan e a multicolinearidade pelo Fator de Inflação da Variância (em inglês, *Variance Inflation Factor – VIF*). A adequação da estrutura em painel foi verificada pelo teste LM de Breusch-Pagan, enquanto a escolha entre efeitos fixos e aleatórios foi orientada pelo teste de Hausman. Em seguida, a heterocedasticidade entre painéis foi examinada pelo teste de Wald modificado e a autocorrelação serial de primeira ordem, pelo teste de Wooldridge, para dados em painel.

Os resultados apontaram, de forma recorrente, heterocedasticidade entre painéis e, em parte das especificações, autocorrelação serial de primeira ordem. Por essa razão, embora o teste de Hausman tenha favorecido a estrutura de efeitos fixos, a estimação final foi realizada por mínimos quadrados generalizados factíveis para painel (*feasible generalized least squares – FGLS*), com heterocedasticidade entre painéis e correlação *AR(1)* específica por painel, de modo a adequar a estimação às violações identificadas nos pressupostos dos erros.

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A [Tabela 2](#) apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo, compreendendo as medidas de risco de mercado estimadas em cinco janelas após a divulgação do RAI (*Beta 30*, *Beta 60*, *Beta 90*, *Beta 120* e *Beta 252*), os atributos do RAI (*OPI*, *DPAA* e *LNAD*) e os controles econômico-financeiros (*TAM*, *ROA*, *CRE* e *ALA*), para 2.849 observações.

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis do estudo

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão
<i>Beta 30</i>	0,584	0,507	-1,277	2,692	0,702
<i>Beta 60</i>	0,622	0,548	-0,821	2,462	0,611
<i>Beta 90</i>	0,632	0,561	-0,624	2,367	0,576
<i>Beta 120</i>	0,638	0,566	-0,497	2,248	0,550
<i>Beta 252</i>	0,643	0,575	-0,345	2,190	0,531
<i>OPI</i>	0,051	0,000	0,000	1,000	0,220
<i>DPAA</i>	0,619	1,000	0,000	1,000	0,486
<i>LNAD</i>	4,230	4,304	2,944	5,820	0,291
<i>TAM</i>	14,859	14,929	8,498	20,773	1,852
<i>ROA</i>	0,080	0,075	-0,302	0,517	0,121
<i>CRE</i>	0,152	0,099	-0,742	2,502	0,414
<i>ALA</i>	0,735	0,607	0,109	4,896	0,649

Nota: As variáveis contínuas utilizadas nas estimações multivariadas foram winsorizadas nos percentis de 1% e 99%. **Legenda:** *Beta 30*, *Beta 60*, *Beta 90*, *Beta 120* e *Beta 252*: coeficiente beta (*CAPM*) estimado em janelas após a divulgação do RAI de 30, 60, 90, 120 e 252 dias de negociação, respectivamente. *OPI*: “1” para opinião modificada e “0” caso contrário. *DPAA*: “1” para divulgação de PAAs e “0” caso contrário. *LNAD*: logaritmo natural do prazo de divulgação do RAI. *TAM*: tamanho. *ROA*: rentabilidade. *CRE*: crescimento. *ALA*: alavancagem. **Fonte:** Dados da pesquisa (2026).

A [Tabela 2](#) sugere que a amostra é composta por firmas com risco sistemático inferior ao do mercado, embora haja heterogeneidade relevante entre as observações. A redução da dispersão dos betas em janelas mais longas indica que as medidas de curto prazo estão mais sujeitas a ruídos transitórios, enquanto os betas estimados em horizontes mais longos tendem a captar de forma mais estável o componente sistemático do risco. Esse padrão encontrado é relevante para a estratégia empírica do estudo, pois sugere que a associação entre atributos do RAI e risco de mercado pode variar conforme a janela de mensuração adotada.

Os atributos do RAI também apresentam perfis distintos. A opinião modificada (*OPI*) é pouco frequente, o que a caracteriza como um sinal raro e mais saliente quando emitido. A divulgação de PAAs (*DPAA*), por sua vez, é predominante na amostra, indicando que seu conteúdo econômico tende a decorrer menos de sua presença formal e mais da informação adicional que torna visível ao mercado. Por fim, o prazo de divulgação do relatório (*LNAD*) apresenta menor dispersão relativa, sugerindo que, embora a variação temporal entre firmas não seja alta, pode refletir diferenças no processo de auditoria e no ambiente informacional das companhias auditadas.

As variáveis de controle evidenciam essa realidade de diversidade econômica. A variação em tamanho (*TAM*), crescimento (*CRE*), alavancagem (*ALA*) e rentabilidade (*ROA*) indica que a amostra reúne firmas com perfis operacionais e financeiros distintos, justificando o uso de uma abordagem multivariada para identificar o conteúdo informacional incremental dos atributos do RAI sobre o risco de mercado.

Antes da estimação dos modelos de regressão com dados em painel, a [Tabela 3](#) apresenta a matriz de correlação entre as variáveis do estudo, com os coeficientes de Pearson na diagonal inferior e os de Spearman na diagonal superior.

Tabela 3 – Matriz de correlação entre as variáveis do estudo

	<i>Beta 30</i>	<i>Beta 60</i>	<i>Beta 90</i>	<i>Beta 120</i>	<i>Beta 252</i>	<i>OPI</i>	<i>DPAA</i>	<i>LNAD</i>	<i>TAM</i>	<i>ROA</i>	<i>CRE</i>	<i>ALA</i>
<i>Beta 30</i>	1,000	0,847***	0,805***	0,764***	0,720***	-0,109***	0,242***	-0,051***	0,352***	0,004	0,110***	-0,027
<i>Beta 60</i>	0,857***	1,000	0,947***	0,897***	0,819***	-0,053***	0,291***	-0,019	0,375***	-0,037**	0,104***	0,003
<i>Beta 90</i>	0,817***	0,950***	1,000	0,955***	0,868***	-0,056***	0,313***	0,020	0,387***	-0,035*	0,108***	0,006
<i>Beta 120</i>	0,771***	0,903***	0,959***	1,000	0,914***	-0,054***	0,311***	-0,009	0,390***	0,036*	0,105***	0,007
<i>Beta 252</i>	0,712***	0,813***	0,865***	0,911***	1,000	-0,075***	0,332***	-0,023	0,427***	-0,009	0,105***	-0,010
<i>OPI</i>	-0,106***	-0,052***	-0,055***	-0,055***	-0,077***	1,000	-0,121***	0,239***	-0,088***	-0,180***	-0,061***	0,249***
<i>DPAA</i>	0,235***	0,282***	0,299***	0,301***	0,328***	-0,121***	1,000	-0,011	0,123***	0,019	0,036*	0,032*
<i>LNAD</i>	-0,012	0,031*	0,028	0,037**	0,024	0,248***	-0,000	1,000	-0,241***	-0,271***	-0,066***	0,239***
<i>TAM</i>	0,319***	0,353***	0,367***	0,367***	0,414***	-0,101***	0,116***	-0,197***	1,000	0,145***	0,089***	0,029
<i>ROA</i>	-0,015	-0,056***	-0,052***	-0,053***	-0,031*	-0,201***	0,027	-0,244***	0,102***	1,000	0,315***	-0,229***
<i>CRE</i>	0,088***	0,089***	0,091***	0,092***	0,093***	-0,055***	0,048**	-0,031	0,026	0,218	1,000	-0,011***
<i>ALA</i>	-0,081***	-0,066***	-0,066***	-0,066***	-0,087***	0,281***	0,019	0,216***	-0,281***	-0,237***	-0,021	1,000

Nota: Os coeficientes de correlação de Pearson estão apresentados na diagonal inferior, enquanto os de Spearman, na diagonal superior. *, ** e *** representam os níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. **Legenda:** *Beta 30*, *Beta 60*, *Beta 90*, *Beta 120* e *Beta 252*: coeficiente beta (*CAPM*) estimado em janelas após a divulgação do RAI de 30, 60, 90, 120 e 252 dias de negociação, respectivamente. *OPI*: “1” para opinião modificada e “0” caso contrário. *DPAA*: “1” para divulgação de PAAs e “0” caso contrário. *LNAD*: logaritmo natural do prazo de divulgação do RAI. *TAM*: tamanho. *ROA*: rentabilidade. *CRE*: crescimento. *ALA*: alavancagem. **Fonte:** Dados da pesquisa (2026).

A Tabela 3 indica uma correlação positiva e estatisticamente significativa entre todas as medidas de beta, com coeficientes elevados, sugerindo consistência entre as diferentes janelas de risco de mercado. Entre os atributos do RAI, a variável *DPAA* apresenta associação positiva com todas as medidas de beta, sinalizando que a divulgação de principais assuntos de auditoria tende a acompanhar maior risco de mercado. Em contraste, *OPI* exibe correlação negativa com todas as janelas de beta, enquanto *LNAD* apresenta associações fracas e sem padrão estável.

Na sequência, apresentam-se os resultados dos modelos de regressão. Estimam-se as especificações de cada atributo do RAI nas Tabelas 4, 5 e 6, com o objetivo de identificar sua associação ao risco de mercado.

Tabela 4 – Risco de mercado e opinião do auditor

Variáveis	Beta 30	Beta 60	Beta 90	Beta 120	Beta 252
<i>OPI</i>	-0,204*** (0,046)	-0,004 (0,040)	-0,004 (0,036)	-0,003 (0,033)	-0,074*** (0,022)
<i>TAM</i>	0,138*** (0,007)	0,147*** (0,005)	0,145*** (0,004)	0,142*** (0,004)	0,144*** (0,005)
<i>ROA</i>	-0,257*** (0,072)	-0,321*** (0,067)	-0,233*** (0,061)	-0,235*** (0,057)	-0,154*** (0,042)
<i>CRE</i>	0,078*** (0,018)	0,092*** (0,017)	0,106*** (0,017)	0,103*** (0,016)	0,037*** (0,010)
<i>ALA</i>	0,003 (0,019)	0,010 (0,017)	0,025 (0,015)	0,021 (0,014)	0,011 (0,015)
Constante	-1,770*** (0,112)	-1,872*** (0,081)	-1,845*** (0,074)	-1,643*** (0,070)	-1,718*** (0,087)
<i>EF Setor</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
<i>EF Ano</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
Teste Chi ² (Wald)	1.775,81***	2.912,92***	3.387,32***	3.489,51***	2.843,17***
Teste F (Wooldridge)	15,55***	1,31	1,15	2,89*	10,89***
Teste de BP-LM	324,04***	809,62***	1.198,68***	1.727,16***	2.863,12***
Teste de Hausman	38,63***	48,39***	49,46***	48,13***	60,15***
VIF Médio	2,01	2,01	2,01	2,01	2,01
Empresas	275	275	275	275	275
Observações	2.849	2.849	2.849	2.849	2.849

Nota: *, ** e *** representam o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. **Legenda:** *Beta 30*, *Beta 60*, *Beta 90*, *Beta 120* e *Beta 252*: coeficiente beta (*CAPM*) estimado em janelas após a divulgação do RAI de 30, 60, 90, 120 e 252 dias de negociação, respectivamente. *OPI*: “1” para opinião modificada e “0” caso contrário. *TAM*: tamanho. *ROA*: rentabilidade. *CRE*: crescimento. *ALA*: alavancagem. *EF Ano*: efeitos fixos de ano (sim ou não). *EF Setor*: efeitos fixos de setor (sim ou não). *Teste Chi² (Wald)*: estatística de Wald para significância conjunta. *Teste F (Wooldridge)*: teste de autocorrelação em painel. *Teste de BP-LM*: Breusch and Pagan Lagrangian multiplier. *Teste de Hausman*: teste de especificação entre efeitos fixos e aleatórios. *VIF Médio*: variance inflation factor médio entre os regressores. As estimações finais foram realizadas por *FGLS*, com correção para heterocedasticidade; adicionalmente, adotou-se uma estrutura *AR(1)* painel-específica nas janelas de 30 e 252 dias, em linha com os testes pós-estimação. **Fonte:** Dados da pesquisa (2026).

Na Tabela 4 a variável *OPI* apresentou coeficiente negativo e estatisticamente significativo apenas nas janelas de 30 dias (*Coef.* = -0,204; $p < 0,01$) e 252 dias (*Coef.* = -0,074; $p < 0,01$), permanecendo sem significância nas janelas intermediárias. Esses resultados, considerados isoladamente, não sustentam a primeira hipótese (H_1), uma vez que a opinião modificada não se associou de forma positiva e persistente ao risco de mercado.

A evidência sugere que a opinião modificada não é precificada pelo mercado como um aumento inequívoco do risco sistemático. Uma interpretação plausível é que, ao explicitar limitações, desacordos ou incertezas já presentes no ambiente informacional da firma, esse tipo de parecer reduz a parcela de incerteza não resolvida pelos investidores, produzindo um efeito mais próximo de revelação do que de agravamento do risco (Spence, 1973; Connelly et al.,

2011; Healy & Palepu, 2001; Lambert et al., 2007). Nesse caso, a opinião modificada pode até influenciar a avaliação da firma, mas sem necessariamente ampliar sua covariância com o mercado. A ausência de significância nas demais janelas reforça essa interpretação ao indicar que o efeito não é estável ao longo do período pós-divulgação. Assim, a análise individual indica que a opinião modificada não se traduz, de forma robusta, em maior risco sistemático.

Tabela 5 – Risco de mercado e divulgação dos PAAs

Variáveis	Beta 30	Beta 60	Beta 90	Beta 120	Beta 252
DPAA	0,339*** (0,074)	0,316*** (0,069)	0,251*** (0,062)	0,178*** (0,058)	0,077** (0,036)
TAM	0,137*** (0,007)	0,146*** (0,005)	0,144*** (0,004)	0,142*** (0,004)	0,144*** (0,005)
ROA	-0,261*** (0,075)	-0,348*** (0,067)	-0,253*** (0,061)	-0,250*** (0,057)	-0,156*** (0,042)
CRE	0,077*** (0,018)	0,088*** (0,018)	0,102*** (0,017)	0,100*** (0,016)	0,037*** (0,010)
ALA	-0,005 (0,019)	0,018 (0,017)	0,031** (0,015)	0,025* (0,014)	0,002 (0,015)
Constante	-1,743*** (0,114)	-1,872*** (0,081)	-1,845*** (0,074)	-1,643*** (0,070)	-1,718*** (0,087)
EF Setor	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Teste Chi ² (Wald)	11.901,30***	570.375,86***	12.947,89***	21.473,86***	3.368.566,88***
Teste F (Wooldridge)	15,55***	1,30	1,17	2,92*	11,03***
Teste de BP-LM	318,86***	820,57***	1.213,75***	1.735,54***	2.872,68***
Teste de Hausman	36,33***	45,17***	46,97***	46,98***	60,14***
VIF Médio	1,30	1,30	1,30	1,30	1,30
Empresas	275	275	275	275	275
Observações	2.849	2.849	2.849	2.849	2.849

Nota: *, ** e *** representam o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. **Legenda:** Beta 30, Beta 60, Beta 90, Beta 120 e Beta 252: coeficiente beta (CAPM) estimado em janelas após a divulgação do RAI de 30, 60, 90, 120 e 252 dias de negociação, respectivamente. DPAA: “1” se houver PAAs, “0” caso contrário. TAM: tamanho. ROA: rentabilidade. CRE: crescimento. ALA: alavancagem. EF Ano: efeitos fixos de ano (sim ou não). EF Setor: efeitos fixos de setor (sim ou não). Teste Chi² (Wald): estatística de Wald para significância conjunta. Teste F (Wooldridge): teste de autocorrelação em painel. Teste de BP-LM: Breusch and Pagan Lagrangian multiplier. Teste de Hausman: teste de especificação entre efeitos fixos e aleatórios. VIF Médio: variance inflation factor médio entre os regressores. As estimações finais foram realizadas por FGLS, com correção para heterocedasticidade; adicionalmente, adotou-se uma estrutura AR(1) painel-específica nas janelas de 30 e 252 dias, em linha com os testes pós-estimação. **Fonte:** Dados da pesquisa (2026).

A Tabela 5 indica que a DPAA está positivamente associada ao risco de mercado em todas as janelas analisadas, com coeficientes positivos e estatisticamente significativos ao longo de todo o horizonte pós-divulgação. Considerada isoladamente, essa evidência sustenta a segunda hipótese (H_2) e sugere que, no contexto empírico do estudo, a associação entre PAAs e risco sistemático ocorre em direção positiva.

A redução gradual da magnitude dos coeficientes, das janelas mais curtas para as mais longas, sugere que esse efeito é mais intenso no período imediatamente subsequente à divulgação do relatório e tende a se atenuar com o tempo. Esse padrão é compatível com a interpretação de que os PAAs aumentam a visibilidade de áreas de maior julgamento, risco ou complexidade, levando o mercado a revisar, sobretudo no curto prazo, sua percepção sobre a exposição da firma ao risco sistemático (Spence, 1973; Connelly et al., 2011; Köhler et al., 2020). Assim, a análise individual indica que a divulgação dos PAAs é o atributo do RAI com a associação positiva mais estável ao risco de mercado.

Tabela 6 – Risco de mercado e prazo de emissão do relatório

Variáveis	Beta 30	Beta 60	Beta 90	Beta 120	Beta 252
<i>LNAD</i>	0,006 (0,029)	0,037 (0,024)	0,010 (0,022)	0,011 (0,020)	0,044*** (0,016)
<i>TAM</i>	0,141*** (0,007)	0,147*** (0,006)	0,141*** (0,006)	0,141*** (0,005)	0,144*** (0,005)
<i>ROA</i>	-0,232*** (0,074)	-0,250*** (0,057)	-0,151*** (0,057)	-0,147*** (0,050)	-0,128*** (0,043)
<i>CRE</i>	0,077*** (0,018)	0,088*** (0,012)	0,080*** (0,013)	0,055*** (0,011)	0,041*** (0,010)
<i>ALA</i>	-0,008 (0,020)	0,001 (0,019)	0,018 (0,017)	0,017 (0,015)	-0,004 (0,015)
<i>Constante</i>	-1,833*** (0,176)	-1,993*** (0,149)	-1,825*** (0,135)	-1,643*** (0,127)	-1,881*** (0,115)
<i>EF Setor</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
<i>EF Ano</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
<i>Teste Chi² (Wald)</i>	2.029,50***	2.639,52***	2.591,75***	3.102,37***	2.756,40***
<i>Teste F (Wooldridge)</i>	17,27***	1,37	1,21	2,98*	11,16***
<i>Teste de BP-LM</i>	316,16***	796,56***	1.182,79***	1.701,28***	2.824,55***
<i>Teste de Hausman</i>	40,69***	49,67***	52,28***	52,12***	65,50***
<i>VIF Médio</i>	2,02	2,02	2,02	2,02	2,02
<i>Empresas</i>	275	275	275	275	275
<i>Observações</i>	2.849	2.849	2.849	2.849	2.849

Nota: *, ** e *** representam o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. **Legenda:** *Beta 30*, *Beta 60*, *Beta 90*, *Beta 120* e *Beta 252*: coeficiente beta (*CAPM*) estimado em janelas após a divulgação do RAI de 30, 60, 90, 120 e 252 dias de negociação, respectivamente. *LNAD*: Logaritmo natural do prazo de divulgação do RAI. *TAM*: tamanho. *ROA*: rentabilidade. *CRE*: crescimento. *ALA*: alavancagem. *EF Ano*: efeitos fixos de ano (sim ou não). *EF Setor*: efeitos fixos de setor (sim ou não). *Teste Chi² (Wald)*: estatística de Wald para significância conjunta. *Teste F (Wooldridge)*: teste de autocorrelação em painel. *Teste de BP-LM*: Breusch and Pagan Lagrangian multiplier. *Teste de Hausman*: teste de especificação entre efeitos fixos e aleatórios. *VIF Médio*: variance inflation factor médio entre os regressores. As estimações finais foram realizadas por *FGLS*, com correção para heterocedasticidade; adicionalmente, adotou-se uma estrutura *AR(1)* painel-específica nas janelas de 30 e 252 dias, em linha com os testes pós-estimação. **Fonte:** Dados da pesquisa (2026).

A Tabela 6 mostra que o prazo de emissão do RAI não tem associação estatisticamente significativa com o risco de mercado nas janelas de 30, 60, 90 e 120 dias. Apenas na janela de 252 dias o coeficiente de *LNAD* é positivo e significativo (*Coef.* = 0,044; *p* < 0,01). Tomados isoladamente, esses resultados indicam que o prazo de emissão do relatório não se traduz em alteração imediata ou persistente do risco sistemático, embora possa estar associado a maior risco em horizonte mais longo.

Esse padrão sugere que a dimensão temporal do relatório, por si só, parece ter menor capacidade de afetar a percepção de risco do mercado no período mais próximo à divulgação do que os atributos diretamente ligados ao conteúdo informacional do parecer. Em outras palavras, o mercado não parece precificar imediatamente o prazo de emissão do RAI como sinal suficiente de maior risco sistemático. A significância observada apenas em *Beta 252* pode indicar que prazos mais duradouros acompanham contextos de maior complexidade informacional ou de maior incerteza da companhia, cujos efeitos se tornam mais visíveis em horizontes mais amplos.

Ainda assim, a interpretação desse resultado exige cautela. Em janelas mais longas, o beta tende a incorporar não apenas a informação contida no relatório de auditoria, mas também outros eventos corporativos e choques informacionais ocorridos após sua divulgação. Assim, a evidência sugere suporte apenas parcial à terceira hipótese (*H₃*): o prazo de emissão do relatório não se associa ao risco de mercado nas janelas curtas e intermediárias, mas apresenta associação positiva no horizonte anual.

Em conjunto, os resultados das Tabelas 4, 5 e 6 indicam que os atributos do RAI não se associam de forma uniforme ao risco de mercado. Enquanto a DPAA apresentou associação positiva e estatisticamente significativa em todas as janelas, a OPI exibiu associação negativa apenas em horizontes específicos, e o LNAD mostrou significância apenas na janela mais longa. Esse padrão sugere que os sinais contidos no relatório diferem quanto à capacidade de influenciar a percepção de risco dos investidores.

Os resultados revelam um desalinhamento parcial entre as expectativas teóricas e a evidência empírica, especialmente quanto ao tipo de opinião emitida pelo auditor. Embora a literatura sugira que a OPI funciona como sinal adverso capaz de elevar a percepção de risco (DeAngelo, 1981; DeFond & Zhang, 2014; Botosan & Plumlee, 2002; Lambert et al., 2007), os achados indicam ausência de associação positiva robusta e, em alguns casos, associação negativa com o risco de mercado. Esse resultado pode ser interpretado à luz da própria Teoria da Sinalização. Ao tornar explícitas fragilidades, incertezas ou limitações existentes, a opinião modificada pode reduzir a assimetria informacional residual enfrentada pelos investidores, produzindo um efeito de elucidação, em vez de ampliar o risco (Spence, 1973, 2002; Connelly et al., 2011; Healy & Palepu, 2001). Nesse sentido, o sinal adverso não necessariamente eleva a covariância da firma com o mercado, mas pode, em determinados contextos, contribuir para reduzir a incerteza não resolvida.

Em contraste, os resultados associados aos principais assuntos de auditoria e ao prazo de emissão do relatório são mais consistentes com o arcabouço teórico. No caso dos PAAs, a associação positiva com o risco de mercado é compatível com a interpretação de que a divulgação amplia a visibilidade de áreas marcadas por julgamento, complexidade ou risco de distorção, levando os investidores a reavaliar a exposição da firma a eventos desfavoráveis (Köhler et al., 2020; Venturini et al., 2023; Camacho-Miñano et al., 2024). Esse efeito é coerente com Lambert et al. (2007), segundo os quais os atributos informacionais influenciam a avaliação das covariâncias dos fluxos de caixa. Já o prazo de emissão do relatório apresenta evidências mais limitadas, o que sugere que sua capacidade de sinalização é mais indireta e depende do horizonte temporal. Embora a literatura aponte que prazos mais longos podem refletir maior complexidade ou fricções informacionais (Knechel & Payne, 2001; Habib et al., 2019), os resultados indicam que esse atributo não é prontamente precificado pelo mercado no curto prazo, tornando-se relevante apenas quando incorporado a horizontes mais amplos. Em conjunto, os achados sugerem que os atributos do RAI diferem quanto à sua capacidade de alterar a percepção de risco, não apenas na intensidade, mas também no mecanismo e no timing de incorporação pelo mercado.

5. CONCLUSÃO

Este estudo investigou em que medida os atributos do RAI estão associados ao risco de mercado de companhias brasileiras listadas na B3, com foco no tipo de opinião do auditor, na divulgação dos PAAs e no prazo de emissão do relatório. À luz da Teoria da Sinalização, partiu-se da premissa de que tais atributos poderiam funcionar como sinais públicos capazes de influenciar a percepção dos investidores sobre a qualidade do reporte, a incerteza informacional e, por consequência, o risco de mercado precificado.

Os resultados mostram que os atributos do RAI não se associam ao risco de mercado de forma uniforme. A opinião modificada apresentou associação negativa e estatisticamente significativa apenas nas janelas de 30 e 252 dias, não corroborando a hipótese de associação positiva com o risco de mercado. A divulgação dos PAAs, por sua vez, exibiu associação positiva e significativa em todas as janelas analisadas, com redução gradual da magnitude dos coeficientes à medida que o horizonte de mensuração se ampliou. Já o prazo de emissão do relatório apresentou associação positiva e estatisticamente significativa apenas na janela de 252 dias, indicando suporte apenas parcial à hipótese correspondente.

O estudo contribui para a literatura ao demonstrar que o RAI não deve ser tratado como um bloco informacional homogêneo. Seus atributos carregam conteúdos distintos e, por isso, produzem efeitos distintos na percepção de risco sistemático. Sob a ótica da Teoria da Sinalização, os resultados indicam que o mercado distingue os diferentes elementos do relatório e os incorpora de forma desigual na avaliação econômica da firma.

Do ponto de vista prático, os resultados sugerem que investidores, analistas e demais usuários externos devem interpretar, com atenção diferenciada, os elementos do relatório de auditoria. Em especial, a presença de PAAs mostrou-se informativamente relevante para a avaliação do risco de mercado, enquanto o prazo de emissão do relatório também revelou conteúdo econômico, embora mais restrito. Para reguladores e auditores, a evidência reforça que o conteúdo e o *timing* do RAI transcendem a função formal de asseguarção e podem influenciar a forma como o mercado percebe a firma.

Como limitações, o estudo concentrou-se em companhias não financeiras listadas na B3, utilizou o beta do *CAPM* como *proxy* de risco de mercado e não explorou o conteúdo textual específico dos PAAs. Além disso, em janelas mais longas, a medida de risco tende a incorporar outros eventos e divulgações posteriores ao relatório. Pesquisas futuras podem examinar categorias específicas de PAAs e comparar o mercado acionário brasileiro com outros contextos institucionais, especialmente em economias emergentes.

REFERÊNCIAS

- Bhuiyan, M. B. U., Man, Y., & Lont, D. H. (2024). Audit report lag and the cost of equity capital. *Journal of Capital Markets Studies*, 8(2), 212–241. <https://doi.org/10.1108/JCMS-02-2024-0008>
- Billor, N., Hadi, A. S., & Velleman, P. F. (2000). BACON: Blocked adaptive computationally efficient outlier nominators. *Computational Statistics & Data Analysis*, 34(3), 279–298. [https://doi.org/10.1016/S0167-9473\(99\)00101-2](https://doi.org/10.1016/S0167-9473(99)00101-2)
- Brimble, M., & Hodgson, A. (2007). Assessing the risk relevance of accounting variables in diverse economic conditions. *Managerial Finance*, 33(8), 553–573. <https://doi.org/10.1108/03074350710760296>
- Bryan, D. B., & Mason, T. W. (2020). Earnings volatility and audit report lag. *Advances in Accounting*, 51, 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2020.100496>
- Brasil. (1976). Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976. https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/16404consol.htm
- Botosan, C. A. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, 72(3), 323–349. <http://www.jstor.org/stable/248475>
- Botosan, C. A., & Plumlee, M. A. (2002). A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research*, 40(1), 21–40. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.00037>
- Camacho-Miñano, M.-M., Muñoz-Izquierdo, N., Pincus, M., & Wellmeyer, P. (2024). Are key audit matter disclosures useful in assessing the financial distress level of a client firm? *The British Accounting Review*, 56(2), 101200. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2023.101200>
- Cao, J., Luo, X., & Zhang, W. (2020). Corporate employment, red flags, and audit effort. *Journal of Accounting and Public Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2019.106710>
- Cardoso, V. R. S., & Britto, P. A. P. de. (2024). Relação entre a informatividade do ativo contábil e o risco sistemático das empresas brasileiras. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 18(1), 100–119. <https://doi.org/10.17524/repec.v18i1.3322>
- Carvalho, D. L., Carvalho, L. O., Dantas, J. A., & Medeiros, O. R. (2019). Reação do mercado à opinião modificada da auditoria: valor de mercado e percepção de risco. *Revista Universo Contábil*, 15(2), 97. <https://doi.org/10.4270/ruc.2019214>
- Cescon, J. A., Lima, N. C., Silva, J. L. R. D., & Ferreira, J. C. (2022). Continuity risks: Information asymmetry between the management report and the independent auditor. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 21, e3326. <https://doi.org/10.16930/2237-7662202233262>
- Conselho Federal de Contabilidade. (2016a). NBC TA 700 – Formação da opinião e emissão do relatório do auditor independente. <https://www1.cfc.org.br/sisweb/SRE/docs/NBCTA700.pdf>
- Conselho Federal de Contabilidade. (2016b). NBC TA 701 - Comunicação dos principais assuntos de auditoria. <https://www1.cfc.org.br/sisweb/SRE/docs/NBCTA701.pdf>
- Colares, A. C. V., Alves, I. K. C., & Ferreira, C. O. (2018). Principais assuntos de auditoria: expectativas dos auditores independentes quanto ao novo relatório de auditoria. *Revista Mineira de Contabilidade*, 19(3), 64–76. <https://doi.org/10.21714/2446-9114RMC2018v19n3t06>
- Connelly, B. L., Certo, S. T., Ireland, R. D., & Reutzel, C. R. (2011). Signaling theory: A review and assessment. *Journal of Management*, 37(1), 39–67. <https://doi.org/10.1177/0149206310388419>
- DeAngelo, L. E. (1981). Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics*, 3(3), 183–199. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(81\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0165-4101(81)90002-1)
- DeFond, M., & Zhang, J. (2014). A review of archival auditing research. *Journal of Accounting and Economics*, 58(2–3), 275–326. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2014.09.002>
- Dodd, P., Dopuch, N., Holthausen, R., & Leftwich, R. (1984). Qualified audit opinions and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 6(1), 3–38. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(84\)90018-1](https://doi.org/10.1016/0165-4101(84)90018-1)
- Dopuch, N., Holthausen, R. W., & Leftwich, R. W. (1986). Abnormal stock returns associated with media disclosures of qualified audit opinions. *Journal of Accounting and Economics*, 8(2), 93–117. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(86\)90013-3](https://doi.org/10.1016/0165-4101(86)90013-3)
- El Badlaoui, A., Cherqaoui, M., & Er-Rami, I. (2023). Market reaction to modified audit opinions: A systematic literature review. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 19(1), 287–317. <https://doi.org/10.21315/aamjaf2023.19.1.10>

- Elsayed, M., Elshandidy, T., & Ahmed, Y. (2023). Is expanded auditor reporting meaningful? UK evidence. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 53, 100582. <https://doi.org/10.1016/j.intaccaudtax.2023.100582>
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>
- Fama, E. F., & French, K. R. (2007). O modelo de precificação de ativos de capital: Teoria e evidências. *Revista de Administração de Empresas*, 47(2), 103–118. <https://doi.org/10.1590/S0034-75902007000200015>
- Fan, J. P. H., & Wong, T. J. (2005). Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? *Journal of Accounting Research*, 43(1), 35–72. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2004.00162.x>
- Fargher, N. L., & Wilkins, M. S. (1998). Evidence on risk changes around audit qualification announcements. *Journal of Business Finance & Accounting*, 25(7–8), 829–847. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00215>
- Fields, L. P., & Wilkins, M. S. (1991). The information content of withdrawn audit qualifications. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 10(2), 62–69.
- Francis, J. R. (2004). What do we know about audit quality? *The British Accounting Review*, 36(4), 345–368. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2004.09.003>
- Gaynor, L. M., Kelton, A. S., Mercer, M., & Yohn, T. L. (2016). Understanding the relation between financial reporting quality and audit quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 35(4), 1–22. <https://doi.org/10.2308/ajpt-51453>
- Guimarães, G. V. B., Nossa, S. N., Nossa, V., & Moreira, N. C. (2022). A reação do mercado acionário brasileiro às ressalvas de auditoria. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC)*, 16(4). <https://doi.org/10.17524/repec.v16i4.3100>
- Habib, A., Bhuiyan, Md. B. U., Huang, H. J., & Miah, M. S. (2019). Determinants of audit report lag: A meta-analysis. *International Journal of Auditing*, 23(1), 20–44. <https://doi.org/10.1111/ijau.12136>
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry and corporate disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1–3), 405–440. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00018-0](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00018-0)
- Ianniello, G., & Galloppo, G. (2015). Stock market reaction to auditor opinions. *Managerial Auditing Journal*, 30(6/7), 610–632. <https://doi.org/10.1108/MAJ-06-2014-1045>
- Ittonen, K. (2012). Market reactions to qualified audit reports. *Accounting Research Journal*, 25(1), 8–24. <https://doi.org/10.1108/10309611211244483>
- Knechel, W. R., & Payne, J. L. (2001). Additional evidence on audit report lag. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 20(1), 137–146. <https://doi.org/10.2308/aud.2001.20.1.137>
- Köhler, A., Ratzinger-Sakel, N., & Theis, J. (2020). Effects of key audit matters. *Accounting in Europe*, 17(2), 105–128. <https://doi.org/10.1080/17449480.2020.1726420>
- Lambert, R., Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2007). Accounting information and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2), 385–420. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2007.00238.x>
- Li, Y., Liu, S., & Zhou, Y. (2025). Managerial ability, audit quality, and audit report lag. *Advances in Accounting*, 68, 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2024.100780>
- Li, W., & Zheng, X. (2024). Key audit matter disclosure and stock mispricing. *Finance Research Letters*, 67, 105843. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105843>
- Liao, L., Sharma, D., Yang, Y. (Jenny), & Zhao, R. (2023). Adoption and content of key audit matters and stock price crash risk. *International Review of Financial Analysis*, 88, 102706. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102706>
- Lintner, J. (1965). Security prices and risk. *The Journal of Finance*, 20(4), 587–615. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1965.tb02930.x>
- Marques, V. A., Louzada, L. C., Amaral, H. F., & Souza, A. A. D. (2018). O poder da reputação: Evidências do efeito big four sobre a opinião do auditor. *Revista Contemporânea de Contabilidade*, 15(35), 03–31. <https://doi.org/10.5007/2175-8069.2018v15n35p3>
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), 768–783. <https://doi.org/10.2307/1910098>

- Nascimento, J. C. H. B. do, Angotti, M., Macedo, M. A. da S., & Bortolon, P. M. (2018). As relações entre governança corporativa, risco e endividamento e suas influências no desempenho financeiro e no valor de mercado de empresas brasileiras. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 166–185. <https://asaa.anpcont.org.br/asaa/article/view/366>
- Oliveira Júnior, J. L. D., Nossa, V., Nossa, S. N., & Oliveira, E. S. D. (2023). Accruals e risco sistemático nas empresas brasileiras. *REVISTA AMBIENTE CONTÁBIL - Universidade Federal do Rio Grande do Norte - ISSN 2176-9036*, 15(1), 112–136. <https://doi.org/10.21680/2176-9036.2023v15n1ID28150>
- Ramos, F. M., & Caramori, R. (2017). Market risk and accounting quality. *Revista de Administração FACES Journal*, 16(4), 85–101. <https://doi.org/10.21714/1984-6975FACES2017V16N4ART4201>
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Souza, B. F., & Nardi, P. C. C. (2018). Influência da opinião do auditor. *Contabilidade, Gestão e Governança*, 21(2), 250–270. https://doi.org/10.21714/1984-3925_2018v21n2a6
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374. <https://doi.org/10.2307/1882010>
- Spence, M. (2002). Signaling in retrospect. *The American Economic Review*, 92(3), 434–459. <https://www.jstor.org/stable/3083350>
- Suave, S. S., Cunha, P. R., & Adam, C. (2024). Relatório dos auditores independentes. *Enfoque: Reflexão Contábil*, 43(2), 111–132. <https://doi.org/10.4025/enfoque.v43i2.63350>
- Teixeira, V. P. M., Cunha, M. F., & Santos, T. R. (2022). Aplicabilidade dos modelos CAPM. *Revista Ambiente Contábil*, 14(1), 1–22. <https://doi.org/10.21680/2176-9036.2022v14n1ID21987>
- Teodósio, I. R. M., Medeiros, J. T., Vasconcelos, A. C. D., & De Luca, M. M. M. (2023). Accounting information quality and systematic risk on the brazilian stock market. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 22, e3357. <https://doi.org/10.16930/2237-7662202333572>
- Terra, P. R. S., & Lima, J. B. N. (2006). Governança corporativa e reação do mercado. *Revista Contabilidade & Finanças*, 17(42), 35–49. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772006000300004>
- Venturini, L. D. B., Bianchi, M., Machado, V. N., & Paulo, E. (2022). Informational content of key audit matters and financial analysts' forecasts. *Revista Contabilidade & Finanças*, 33(89), 281–299. <https://doi.org/10.1590/1808-057x202113080>
- Venturini, L. D. B., Silva, V. De M., Alberton, L., Borba, J. A., & Flach, L. (2023). Relação do risco da empresa com os key audit matters reportados nos relatórios de auditoria independente. *Contabilidade Vista & Revista*, 34(1), 187–214. <https://doi.org/10.22561/cvr.v34i1.7403>