



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
CURSO DE ADMINISTRAÇÃO

CAUÃ DANTAS CAVALCANTE GAMA E SILVA

RELEVÂNCIA INFORMACIONAL DO AUDIT DELAY E DA OPINIÃO DO
AUDITOR: UM ESTUDO NO BRASIL

FORTALEZA

2026

CAUÃ DANTAS CAVALCANTE GAMA E SILVA

**RELEVÂNCIA INFORMACIONAL DO AUDIT DELAY E DA OPINIÃO DO
AUDITOR: UM ESTUDO NO BRASIL**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao Curso de Administração da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Henrique Nobre Parente.

FORTALEZA

2026

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

G176r Gama e Silva, Cauã Dantas Cavalcante.

Relevância informacional do audit delay e da opinião do auditor : Um estudo no Brasil / Cauã Dantas Cavalcante Gama e Silva. – 2026.
44 f.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Administração, Fortaleza, 2026.
Orientação: Prof. Dr. Paulo Henrique Nobre Parente.

1. Atraso da auditoria. 2. Opinião do auditor. 3. Relevância informacional. I. Título.

CDD 658

CAUÃ DANTAS CAVALCANTE GAMA E SILVA

**RELEVÂNCIA INFORMACIONAL DO AUDIT DELAY E DA OPINIÃO DO
AUDITOR: UM ESTUDO NO BRASIL**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao Curso de Administração da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Administração.

Aprovada em: ___/___/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Paulo Henrique Nobre Parente (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Daniel Tomaz de Sousa (Membro)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. José Glauber Cavalcante dos Santos (Membro)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, ao meu orientador, Prof. Dr. Paulo Henrique Nobre Parente. Primeiro, por me acolher durante minha trajetória acadêmica mas principalmente por sua disponibilidade e sua experiência que foram essenciais para o desenvolvimento deste trabalho. Reconheço que este trabalho só pode alcançar tal nível de qualidade a partir de sua orientação cuidadosa e comprometida, eternamente grato e contente com minha decisão.

Agradeço à Universidade Federal do Ceará e ao corpo docente do curso, que foram responsáveis pela minha formação acadêmica e profissional, fornecendo os conhecimentos necessários para a realização deste estudo, reafirmando a importância da universidade pública na produção do conhecimento científico.

Agradeço à minha mãe, Ana Maria, por estar presente, serei sempre grato por todo o apoio, incentivo e compreensão ao longo dessa trajetória, especialmente nos momentos de maior dúvida. Aos amigos, agradeço pela parceria, pelas conversas e pelo apoio que, direta ou indiretamente, contribuíram para a conclusão deste trabalho. Aos meus amigos, Emilio e Yves, que acompanharam e contribuíram, ainda que indiretamente, para minha trajetória. Além de minhas amigas Jô e Bambi que são minha maior fonte de apoio nesse momento. Por fim, agradeço à minha colega Hayara Celeste por me apresentar o Zotero, gerenciador de artigos.

“Nós somos aquilo que fazemos
repetidamente. Excelência, portanto, não é um
ato, mas sim um hábito” (Aristóteles).

RESUMO

Além de examinar se o *audit delay* e o tipo de opinião emitida estão associados à relevância informacional das demonstrações contábeis no mercado de capitais brasileiro, esta pesquisa analisa o atraso (*audit delay*) na emissão do relatório de auditoria independente estão associados à relevância informacional das opiniões modificadas do auditor. Parte-se do argumento de que o atraso na emissão da opinião compromete sua tempestividade e, conseqüentemente, atenua seu conteúdo informacional para os investidores. Com base em uma amostra de 279 empresas e 2.671 observações entre 2010 e 2024, estimaram-se modelos de regressão para testar as hipóteses do estudo. Os resultados demonstraram que tanto a opinião modificada quanto o atraso na emissão do relatório de auditoria são negativamente relevantes para os investidores. Quanto ao efeito do atraso sobre a relevância da opinião, os resultados indicaram que o *audit delay* está associado à relevância informacional da opinião modificada, atenuando seu efeito negativo sobre o mercado. Dessa forma, a hipótese central do estudo não pode ser rejeitada. A pesquisa contribui para a literatura ao ampliar a compreensão teórica acerca das condições onde o atraso na emissão do relatório de auditoria influencia a tempestividade e a utilidade das informações contábeis para o mercado.

Palavras-chave: Atraso da auditoria; Opinião do auditor; Relevância informacional.

ABSTRACT

In addition to examining whether audit delay and the type of opinion issued are associated with the informational relevance of financial statements in the Brazilian capital market, this research analyzes whether longer delays in issuing the independent audit report are associated with the informational relevance of modified auditor opinions. The argument is that delays in issuing the opinion compromise its timeliness and, consequently, diminish its informational content for investors. Based on a sample of 279 companies and 2,671 observations between 2010 and 2024, regression models were estimated to test the study's hypotheses. The results indicated that both the modified opinion and the delay in issuing the audit report are negatively relevant to investors. Regarding the effect of delay on the relevance of the opinion, the results indicated that audit delay is associated with the informational relevance of the modified opinion, mitigating its negative effect on the market. Therefore, the study's central hypothesis cannot be rejected. The research contributes to the literature by expanding the theoretical understanding of the conditions under which delays in issuing the audit report influence the timeliness and usefulness of accounting information for the market.

Keywords: Audit delay; Auditor's opinion; Value relevance.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Processo de amostragem.....	23
Tabela 2 – Estatística descritiva	27
Tabela 3 – Estatística descritiva por parecer	28
Tabela 4 – Matriz de correlação	28
Tabela 5 – Análise de regressão (<i>POLS</i>).....	30
Tabela 6 – Análise de regressão (<i>FGLS</i>).....	32
Tabela 7 – Análise de regressão (<i>QREG</i>).....	33

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

<i>FGLS</i>	<i>Feasible Generalized Least Squares</i>
LA	Lucros Anormais
LL	Lucro Líquido
<i>POLS</i>	<i>Pooled Ordinary Least Squares</i>
<i>PL</i>	Patrimônio Líquido
<i>QR</i>	<i>Quantile Regression</i>
VM	Valor de Mercado
<i>RIV</i>	<i>Residual Income Valuation</i>

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 REVISÃO DE LITERATURA E HIPÓTESES	14
2.1 Relevância informacional da auditoria independente.....	14
2.2 Desenvolvimento das hipóteses.....	15
3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	22
3.1 Amostra, período e coleta dos dados.....	23
3.2 Variáveis e modelos econométricos.....	23
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	27
5 CONCLUSÃO.....	35
REFERÊNCIAS.....	37

1 INTRODUÇÃO

Considerando que o mercado está disposto a pagar mais por resultados percebidos como mais confiáveis ([Teoh; Wong, 1993](#)), diversos estudos têm investigado como a auditoria independente influencia a percepção dos investidores e o desempenho do mercado de capitais ([Abdollahi; Pitenoei; Gerayli, 2020](#); [Guimarães *et al.*, 2022](#); [Ittonen, 2012](#); [Tahinakis; Samarinas, 2016](#)). Ao fornecer uma avaliação independente e fidedigna das demonstrações financeiras, a auditoria externa contribui para a redução da assimetria informacional e para o fortalecimento da confiança dos agentes econômicos nas informações divulgadas ([Dodd *et al.*, 1984](#); [Dopuch; Holthausen; Leftwich, 1986](#)).

O produto final desse processo é o relatório do auditor independente, no qual são sintetizados os procedimentos realizados e emite-se a opinião profissional quanto à aderência das demonstrações contábeis aos princípios e normas contábeis aplicáveis. Essa opinião pode ser modificada ou não, a depender da existência de ressalvas ou incertezas relevantes no escopo do trabalho do auditor ([CFC, 2016a](#); [CFC, 2016b](#); [Chiudini; Cunha; Marques, 2018](#)). Evidências empíricas nacionais e internacionais indicam que o conteúdo do parecer do auditor externo tem relevância informacional e influencia a decisão dos investidores e a precificação das ações ([Ball; Walker; Whittred, 1979](#); [Dopuch; Holthausen; Leftwich, 1986](#); [Guimarães *et al.*, 2022](#); [Robu; Robu, 2005](#); [Chen; Su; Zhao, 2000](#); [Soltani, 2000](#); [Ittonen, 2012](#)).

No entanto, estudos empíricos sugerem que a opinião desse auditor não é a única informação relevante para o mercado de capitais. A tempestividade de sua divulgação também pode conter conteúdo informativo incremental. O *audit delay* ou *audit report lag* — definido como o intervalo de tempo entre o encerramento do exercício social e a data de emissão do relatório de auditoria ([Habib, 2015](#)) — constitui a principal fonte de atraso na divulgação dos resultados anuais de seus clientes ([Givoly; Palmon, 1982](#)) e tende a reduzir as expectativas do mercado. Evidências indicam que os atrasos na divulgação das informações contábeis podem deteriorar sua capacidade informacional, reduzindo a relevância das demonstrações contábeis para os investidores ([Asthana, 2014](#); [Chambers; Penman, 1984](#); [Kross, 1981](#)).

Complementarmente, estudos seminais aludem que a relevância informacional da opinião do auditor é condicional e depende do contexto em que é emitida ([Dodd *et al.*, 1984](#); [Dopuch; Holthausen; Leftwich, 1986](#)). Apesar disso, as evidências sobre como o *audit delay* pode influenciar a própria relevância informacional da opinião do auditor independente ainda são escassas. Essa lacuna é explicitamente reconhecida na literatura internacional. [Abernathy *et al.* \(2017\)](#) sugerem que pesquisas futuras investiguem se a redução do atraso na emissão do relatório de auditoria é capaz de mitigar ou intensificar a reação negativa do mercado diante de

distorções relevantes nas informações contábeis. Nesse âmbito, emerge a seguinte questão de pesquisa: Como o tempo para a emissão do relatório de auditoria modera a relevância informacional da opinião do auditor independente?

Diante disso, este estudo tem como objetivo examinar se maiores atrasos na emissão do relatório de auditoria independente estão associados à relevância informacional das opiniões modificadas do auditor, atenuando ou agravando a percepção de risco pelos investidores. O estudo utiliza o modelo de relevância informacional de [Ohlson \(1995\)](#) e busca contribuir para a compreensão do papel informacional da auditoria no contexto de um mercado emergente.

A motivação deste estudo decorre do entendimento de que o atraso na divulgação do relatório do auditor pode afetar o mercado por dois canais. No primeiro, o *audit delay* funciona como sinal de risco, associado a maior complexidade, incerteza e possíveis conflitos na finalização da auditoria, podendo alterar a precificação do ativo ([Asthana, 2014](#); [Kross, 1981](#); [Mande; Son, 2011](#)). No segundo, há perda de tempestividade: parte do conteúdo do relatório pode ser antecipada por fontes alternativas antes da divulgação oficial, reduzindo o conteúdo informacional incremental no momento da divulgação ([Chambers; Penman, 1984](#)). Assim, quando divulgado com atraso, o relatório pode ter menor contribuição marginal para a formação de preços ([Knechel; Payne, 2001](#)). À luz do modelo de relevância informacional de [Ohlson \(1995\)](#), esses canais sugerem que o *audit delay* pode afetar tanto o nível de avaliação quanto o peso atribuído às informações contábeis e ao parecer do auditor.

2 REVISÃO DE LITERATURA E HIPÓTESES

2.1 Relevância informacional da auditoria independente

A auditoria independente atua como um mecanismo essencial de monitoramento para mitigar os custos de agência decorrentes da separação entre a propriedade e o controle. Conforme proposto no estudo seminal de [Jensen e Meckling \(1976\)](#), a auditoria independente permite alinhar os interesses entre gestores (agentes) e proprietários (principais), reduzindo a probabilidade de comportamentos oportunistas por parte da administração. Ao fornecerem uma avaliação independente e competente, os auditores atuam como “guardiões” do mercado de capitais ([Watts; Zimmerman, 1986](#)), assegurando que os números fornecidos ao mercado sejam confiáveis e reflitam fielmente a realidade econômica da companhia. A demanda por auditoria decorre do fato de que o mercado atribui valor à verificação independente, sendo esse serviço capaz de conferir credibilidade às representações da gestão.

A relevância informacional da auditoria manifesta-se, prioritariamente, na redução da assimetria informacional entre usuários internos e externos. Em um cenário de imperfeição informacional, a introdução de uma terceira parte independente é fundamental para assegurar a precisão e a utilidade dos relatórios financeiros ([Abdollahi; Pitenoei; Gerayli, 2020](#); [Hakim; Omri, 2010](#)). Nesse sentido, o conceito de relevância informacional é amplamente empregado para mensurar os impactos da auditoria sobre o comportamento dos investidores no mercado financeiro, ao reduzir a incerteza associada às estimativas de fluxos de caixa futuros.

Estudos internacionais seminais consolidaram a base para a análise da relevância da informação contábil. [Ball e Brown \(1968\)](#) e [Beaver \(1968\)](#) demonstraram pioneiramente que o mercado reage de forma tempestiva à divulgação de lucros, indicando que a informação contábil possui conteúdo informativo capaz de influenciar os preços das ações. [Ohlson \(1995\)](#) avançou nessa literatura ao propor um modelo, denominado *Residual Income Valuation (RIV)*, ao argumentar que o valor de mercado da firma pode ser expresso como uma função linear do valor contábil do patrimônio líquido, do valor presente dos lucros anormais esperados para períodos futuros e de “outras informações” ainda não incorporadas ou refletidas pelo sistema contábil. No contexto da auditoria, as outras informações referem-se a atributos associados à qualidade da auditoria, tais como reputação e tamanho da firma de auditoria, teor da opinião emitida, rodízio e mandato de auditoria, bem como sexo e honorários do auditor ([Al-Dhamari; Chandren, 2018](#); [Cimini; Mechelli; Sforza, 2022](#); [Gul; Tsui; Dhaliwal, 2006](#); [Habib; Azim, 2008](#); [Lee; Lee, 2018](#); [Gama e Silva et al., 2025](#)).

Conforme destacado por [Dodd et al. \(1984\)](#) e por [Dopuch, Holthausen e Leftwich \(1986\)](#) e corroborado por estudos posteriores, a opinião do auditor afeta o preço das ações e o

retorno dos ativos, ao alterar as percepções dos investidores acerca da persistência e qualidade dos resultados divulgados pelas firmas ([Abdollahi; Pitenoiei; Gerayli, 2020](#); [Guimarães *et al.*, 2022](#); [Ittonen, 2012](#); [Tahinakis; Samarinas, 2016](#)). Além disso, a utilidade da auditoria para a tomada de decisão está intrinsecamente relacionada à tempestividade da divulgação. Nesse sentido, informações que não são fornecidas oportunamente perdem seu valor econômico e prejudicam a alocação eficiente de recursos no mercado de capitais ([Azami; Salehi, 2017](#)). O atraso na divulgação das demonstrações contábeis tende a aumentar a volatilidade dos preços das ações e a favorecer o uso de informações privilegiadas por investidores mais informados ([Ashton; Willingham; Elliott, 1987](#); [Givoly; Palmon, 1982](#); [Khoo; Lim; Monroe, 2020](#)).

Convém destacar, contudo, que esses efeitos informacionais estão condicionados à qualidade da auditoria, que [DeAngelo \(1981\)](#) define como a probabilidade conjunta de que um auditor descubra uma infração no sistema contábil do cliente e a reporte. Essa definição bidimensional demonstra que o valor da auditoria reside na simultaneidade entre a capacidade técnica de detecção e os incentivos éticos e econômicos para revelar eventuais erros e fraudes. Estudos sugerem que atributos como o tamanho da firma de auditoria e a sua especialização setorial são considerados pelos investidores como *proxies* de qualidade, afetando a percepção de integridade dos relatórios contábeis ([Lee; Lee, 2013](#); [Minutti-Meza, 2013](#)).

2.2 Desenvolvimento das hipóteses

Definido como o principal produto do trabalho de auditoria, o relatório do auditor materializa sua responsabilidade de emitir uma opinião sobre as demonstrações financeiras e o controle interno da empresa auditada ([Kueppers; Sullivan, 2010](#)). Esse relatório desempenha um papel informativo ao subsidiar as decisões de investimento de usuários atuais e potenciais ([Abdollahi; Pitenoiei; Gerayli, 2020](#)).

A opinião do auditor pode ser classificada como modificada ou não, dependendo da fidedignidade das informações apresentadas ao mercado, conforme as Normas Brasileiras de Contabilidade — Norma de Auditoria Independente (NBC TA 700) ([CFC, 2016a](#)) e (NBC TA 705) ([CFC, 2016b](#)). A opinião não modificada indica que as demonstrações financeiras foram elaboradas, em todos os aspectos relevantes, de acordo com a estrutura de relatório financeiro aplicável. Opiniões modificadas incluem: opinião com ressalva, quando existem distorções relevantes, porém não generalizadas; opinião adversa, quando as demonstrações não representam adequadamente a posição financeira, o desempenho e os fluxos de caixa da firma; e abstenção de opinião, quando o auditor não obtém evidência apropriada e suficiente para fundamentar sua conclusão.

A relevância informacional da opinião do auditor sustenta-se na premissa de que o parecer profissional altera as crenças dos investidores quanto à persistência e à qualidade dos resultados reportados. Existem razões econômicas para que a opinião do auditor afete o preço ou o retorno das ações das empresas ([Ittonen, 2012](#); [Robu; Robu, 2005](#)). Em primeiro lugar, ela fornece informações que influenciam a estimativa da magnitude e dos riscos dos fluxos de caixa futuros. Em segundo lugar, o relatório apresenta dados críticos sobre a viabilidade da organização, com base no princípio da continuidade operacional. Em terceiro lugar, o parecer pode revelar informações privadas da firma a que o auditor teve acesso privilegiado durante o processo de verificação. Além disso, a reputação do auditor, frequentemente mensurada pelo porte das firmas *Big Four* (*BIG4*), é percebida pelos investidores como um sinal de qualidade superior que reduz o risco percebido e aumenta o valor do ativo ([Abdollahi; Pitenoei; Gerayli, 2020](#); [Lee; Lee, 2013](#)).

Estudos seminais apresentam resultados divergentes quanto ao efeito imediato da opinião no mercado acionário. Enquanto [Baskin \(1972\)](#) não identificou reação significativa dos preços a modificações de consistência nos Estados Unidos, [Firth \(1978\)](#) evidenciou, no Reino Unido, que o mercado reage negativamente a qualificações associadas à continuidade operacional e à avaliação de ativos. [Ball, Walker e Whittred \(1979\)](#) observaram, na Austrália, reações variadas conforme a natureza da ressalva, sugerindo que o sinal emitido depende do conteúdo da qualificação. O estudo de [Dodd et al. \(1984\)](#) indicou que o impacto estatístico de opiniões modificadas nos preços é pequeno quando divulgadas rotineiramente, possivelmente devido à antecipação da informação pelo mercado, enquanto [Dopuch, Holthausen e Leftwich \(1986\)](#) mostraram uma reação negativa e significativa quando tais opiniões recebem ampla visibilidade por meio da mídia financeira.

Evidências internacionais mais recentes, incluindo as desenvolvidas em mercados emergentes, reforçam a importância da auditoria para a eficiência dos mercados de capitais. No mercado chinês, [Chen, Su e Zhao \(2000\)](#) revelaram que opiniões iniciais modificadas estão associadas a retornos anormais negativos, embora [Czernkowski, Green e Wang \(2010\)](#) tenham notado que essa reação pode ser atenuada pela sofisticação dos mercados e por fontes alternativas de dados. No cenário francês, [Soltani \(2000\)](#) encontrou evidências de retornos negativos anormais em torno das datas de anúncio, especialmente em relatórios consolidados e em opiniões adversas. Pesquisas no Irã conduzidas por [Abdollahi, Pitenoei e Gerayli \(2020\)](#) observaram que o tipo de opinião e o tamanho da firma de auditoria apresentam correlação positiva com a relevância informacional do lucro e do patrimônio líquido. De modo análogo,

na Romênia, [Robu e Robu \(2015\)](#) identificaram que a opinião do auditor e as firmas *Big Four* influenciam diretamente as decisões de investimento e o retorno das ações.

No Brasil, estudos indicam que a reação do mercado é afetada pela qualidade da auditoria e pelo ambiente econômico. [Carvalho et al. \(2019\)](#) não identificaram relação entre modificações de opinião e o valor de mercado, mas encontraram uma relação positiva com a volatilidade. Contudo, [Guimarães et al. \(2022\)](#) observaram reações negativas significativas às ressalvas emitidas por firmas não *Big Four* em períodos sem crise econômica, confirmando que a ressalva atua como um sinalizador de problemas de conformidade que afetam o retorno. Adicionalmente, [Yagui e Nardi \(2021\)](#) apontam que, embora o atraso na auditoria reduza o custo da dívida bancária, investidores e bancos podem apresentar percepções distintas quanto à tempestividade e ao conteúdo da opinião emitida.

Essa reação negativa pode estar associada à revisão das expectativas do mercado. Conforme argumentam [Fields e Wilkins \(1991\)](#) e [Fargher e Wilkins \(1998\)](#), ao identificar e comunicar incertezas ou problemas relevantes, o relatório de auditoria independente introduz uma nova informação no mercado, levando à redução das expectativas quanto aos fluxos de caixa futuros da empresa e ao aumento da percepção de risco sobre a empresa, refletindo-se em uma redução do seu valor de mercado. Diante do exposto, apresenta-se a primeira hipótese do estudo:

Hipótese 1: A opinião modificada do auditor é relevante e está negativamente associada ao valor de mercado da empresa.

Paralelamente, a tempestividade — definida como a capacidade da informação de ser divulgada em tempo hábil — é central para a eficiência dos mercados. O processo de auditoria, embora relevante para garantir a fidedignidade das demonstrações, demanda tempo. O *audit delay*, definido como o intervalo de tempo entre a data de encerramento do exercício social e a data da divulgação do relatório de auditoria externa ([Carslaw; Kaplan, 1991](#)), tem efeito deletério sobre a qualidade da informação ([Sultana; Singh; Van Der Zahn, 2015](#)). Com o tempo, a informação perde parte de sua capacidade de reduzir a assimetria informacional entre gestores e investidores, comprometendo sua relevância para a tomada de decisão. Dessa forma, a tempestividade condiciona o valor da informação e os atrasos prolongados estão associados a uma menor reação do mercado de capitais ([Asthana, 2014](#); [Leventis; Weetman; Caramis, 2005](#); [Alkhatib; Marji, 2012](#)).

À luz das pesquisas de [Kross \(1982\)](#) e [Chambers e Penman \(1984\)](#), presume-se que o *audit delay* influencie a percepção do mercado por, ao menos, dois canais principais. Primeiro, informações divulgadas com atraso tendem a ser parcialmente antecipadas por outras fontes não oficiais, reduzindo seu potencial de afetar as decisões dos investidores. Segundo, o atraso pode ser interpretado como um sinal negativo, associado à desconfiança quanto à qualidade das informações divulgadas, aos conflitos entre auditores e gestores ou à existência de distorções relevantes nas demonstrações financeiras ([Ashton; Willingham; Elliott, 1987](#)). Esse ambiente favorece a disseminação de rumores no mercado de capitais, aumentando a incerteza e levando os investidores a adotar uma postura mais cautelosa na precificação dos ativos ([Ismail; Chandler, 2005](#)).

Esse cenário de incerteza é intensificado pelo fato de que a literatura associa o atraso no processo de auditoria a informações relevantes sobre a condição econômica das empresas e à qualidade das informações contábeis. [Carslaw e Kaplan \(1991\)](#) relacionam o *audit delay* à presença de dificuldades financeiras, sugerindo que, nessas condições, as empresas exigem maior esforço de verificação por parte do auditor. De forma complementar, [Asthana \(2014\)](#) evidencia que atrasos anormais na emissão do relatório de auditoria estão inversamente relacionados à qualidade dos lucros, indicando que o atraso pode sinalizar maior incerteza quanto à fidedignidade das demonstrações contábeis.

Ademais, estudos clássicos sobre o *timing* da divulgação reforçam a relevância da tempestividade da informação. [Chambers e Penman \(1984\)](#) evidenciam que a pontualidade em relação à data esperada de divulgação é um elemento crucial, uma vez que divulgações antecipadas tendem a ser interpretadas como boas notícias e associadas a retornos positivos anormais. Por sua vez, [Kross e Schroeder \(1984\)](#) demonstram que o efeito do momento da divulgação, seja antecipado ou tardio, sobre os retornos anormais permanece significativo mesmo após o controle por fatores como o sinal e a magnitude do erro de previsão dos lucros, bem como pelo tamanho da empresa.

Mais recentemente, [Bhuiyan, Man e Lont \(2024\)](#) examinaram a associação entre o atraso na divulgação do relatório de auditoria e o custo do capital próprio, identificando uma relação positiva. Os autores sugerem que o *audit report lag* intensifica as preocupações dos investidores quanto ao risco de práticas contábeis questionáveis e à possibilidade de emissão de um parecer desfavorável, levando-os a exigir um retorno maior como compensação pelo risco percebido. No entanto, a evidência empírica sobre o efeito do *audit delay* na reação do mercado não é unânime. [Lestari e Nuryatno \(2018\)](#), ao analisarem o mercado indonésio, não encontraram impacto do *audit delay* sobre os retornos anormais das ações, sugerindo que, em

determinados contextos, os investidores podem considerar um amplo conjunto de informações para além do relatório de auditoria. Essa divergência na literatura indica que o efeito do *audit delay* pode depender do contexto institucional e, especialmente, de sua interação com outras informações relevantes, como o conteúdo da opinião do auditor.

Um exemplo dessa divergência pode ser observado no contexto brasileiro. [Yagui e Nardi \(2017\)](#) encontraram um resultado inesperado ao identificar uma relação positiva entre o *audit delay* e o retorno das ações, em contraste com o que é predominantemente relatado na literatura. No entanto, os autores também observaram uma associação positiva entre o atraso e o custo da dívida, sugerindo que as instituições financeiras podem reagir de forma distinta dos investidores diante de atrasos na divulgação ou, alternativamente, que a reação do mercado acionário pode ter ocorrido em período anterior à divulgação do relatório de auditoria.

De modo geral, a literatura indica que um maior atraso na emissão do relatório de auditoria tende a gerar preocupações relacionadas à rentabilidade, ao risco do negócio, a deficiências nos controles internos, à possibilidade de emissão de parecer de continuidade operacional, a reavaliações contábeis e à baixa qualidade dos lucros — fatores que elevam a percepção de risco dos investidores ([Bhuiyan; Man; Lont, 2024](#)). Como consequência, atrasos maiores no relatório de auditoria tendem a intensificar a incerteza entre as partes interessadas, levando o mercado a descontar o valor dos ativos como compensação pelo risco percebido. Nesse contexto, a tempestividade da divulgação condiciona o valor informacional incremental do relatório, de modo que quanto mais cedo a informação é disponibilizada, maior tende a ser sua utilidade na tomada de decisão ([Alkhatib; Marji, 2012](#); [Al-Ajmi, 2008](#)). Logo, formula-se a segunda hipótese do estudo:

Hipótese 2: O atraso na emissão do relatório de auditoria é relevante e está negativamente associado ao valor de mercado da empresa.

Quando os auditores se deparam com situações que indicam menor qualidade das informações contábeis, torna-se necessário um processo de auditoria mais aprofundado, com vistas à obtenção de evidências suficientes que sustentem a emissão de uma opinião sem ressalvas ([Lestari; Nuryatno, 2018](#)). Nesse contexto, [Leventis, Weetman e Caramanis \(2005\)](#) argumentam que a existência de inconsistências contábeis tende a prolongar as negociações entre auditores e gestores, exigindo maior tempo para a conclusão do processo de auditoria. Evidências nacionais e internacionais indicam que a emissão de opinião modificada está

associada a um aumento do *audit delay*, refletindo o maior grau de cautela exigido do auditor diante de incertezas relacionadas à continuidade operacional ou à adoção de práticas contábeis questionáveis ([Alfraih, 2016](#); [Bamber; Bamber; Schoderbek, 1993](#); [Habib; Bhuiyan, 2011](#); [Lestari; Nuryatno, 2018](#); [Queiroz et al., 2021](#)). Nessas circunstâncias, o auditor geralmente amplia e aprofunda seus procedimentos de auditoria para reduzir riscos; contudo, retarda a divulgação das demonstrações financeiras auditadas.

Essa relação tem sido consistentemente documentada em diferentes contextos institucionais. Estudos realizados em distintos mercados indicam que as opiniões modificadas tendem a prolongar o prazo de emissão do relatório de auditoria independente, em razão de maiores exigências de negociação com a administração e de coleta de evidências adicionais ([Abidin; Ahmad-Zaluki, 2012](#); [Leventis; Weetman; Caramis, 2005](#); [Lestari; Nuryatno, 2018](#); [Queiroz et al., 2021](#)). [Soltani \(2002\)](#) quantifica esse efeito ao sugerir que a presença de contingências relevantes pode prolongar o prazo de emissão do relatório em até 15 dias. Em conjunto, essas evidências indicam que o parecer do auditor não apenas reflete a qualidade da informação contábil, mas também determina o tempo adicional necessário à sua verificação e validação, contribuindo para o atraso na emissão do relatório. Adicionalmente, tais achados são relevantes não apenas para explicar o atraso, mas também para compreender de que forma o tempo adicional necessário no processo de auditoria pode afetar a utilidade econômica e a relevância informacional do parecer.

Além de refletir maior complexidade técnica, o *audit delay* também pode assumir um caráter estratégico. Nesse sentido, a literatura sugere que o atraso na divulgação pode ser utilizado como mecanismo capaz de afetar a relevância informacional dos relatórios. [Khlif e Samaha \(2014\)](#) argumentam que o tempo de auditoria depende, em parte, da prontidão com que os gestores disponibilizam as informações necessárias ao trabalho do auditor. De forma complementar, [Kross \(1981\)](#) sugere que os gestores podem deliberadamente postergar a divulgação de notícias ruins (“*bad news*”) e antecipar a divulgação de notícias boas (“*good news*”), como estratégia para influenciar a reação do mercado. Assim, o atraso na divulgação pode funcionar como um instrumento para atenuar ou manipular a resposta dos investidores às informações contábeis.

Embora a opinião modificada esteja associada a uma reação negativa do mercado, a literatura empírica indica que essa relação não é consistente, havendo evidências de que, em determinados contextos, a reação dos investidores à opinião do auditor não é relevante. [Dodd et al. \(1984\)](#) relatam que, em média, o efeito informativo do parecer modificado é reduzido, o que se alinha à ausência de reação significativa nos preços das ações diante da emissão de

pareceres com abstenção de opinião. Essa falta de efeito claro persiste em estudos posteriores e em diferentes contextos, como na Jordânia ([Al-Thuneibat; Khamees; Al-Fayoumi, 2008](#)) e no mercado chinês ([Czernkowski; Green; Wang, 2010](#)), nos quais não foram encontradas evidências consistentes de que as opiniões modificadas são relevantes para os investidores.

Essa aparente inconsistência empírica é interpretada por [Ittonen \(2012\)](#) como resultado da perda de novidade informacional. Segundo o autor, um relatório de auditoria com ressalvas tende a ser menos informativo e menos valioso no momento da divulgação quando as circunstâncias a que se refere já são amplamente conhecidas pelos investidores externos ou quando podem ser antecipadas com base em informações públicas recentes. Nessas situações, se o preço de mercado já tiver incorporado tais informações, a resposta à divulgação do relatório de auditoria tende a ser reduzida ou mesmo inexistente ([Chow; Rice, 1982](#)).

Até aqui, a literatura tem apresentado resultados contraditórios: enquanto alguns estudos identificam uma reação significativa do mercado à emissão de opiniões modificadas, outros não encontram evidências consistentes desse efeito ([Ittonen, 2012](#); [Robu; Robu, 2015](#)). Em geral, esses trabalhos sugerem que a opinião modificada do auditor apresenta relevância informacional condicional, sendo incorporada aos preços apenas quando representa uma novidade para o mercado. Essa divergência indica a presença de fatores condicionantes no processo de reação dos investidores. Nesse contexto, propõe-se que a tempestividade da divulgação, medida pelo *audit delay*, atue como um desses fatores moderadores.

Dessa forma, a relevância informacional do parecer de auditoria pode ser corroída pelo tempo por meio de dois efeitos distintos: o informacional e o de sinalização. O primeiro refere-se à perda de tempestividade da informação, uma vez que o mercado pode antecipar o conteúdo do relatório por meio de outras fontes antes de sua divulgação oficial ([Chambers; Penman, 1984](#)). O segundo decorre da desconfiança gerada por atrasos prolongados, que podem ser interpretados como indícios de conflitos de interesses entre auditores e gestores ([Ashton; Willingham; Elliott, 1987](#)) ou de problemas contábeis e de maior risco informacional ([Bhuiyan; Man; Lont, 2024](#)).

Quando o efeito de sinalização prevalece sobre o efeito informacional, o atraso tende a acrescentar risco ao parecer modificado, intensificando sua relevância para o mercado. Em contrapartida, quando o efeito informacional supera o de sinalização, o atraso reduz a novidade da opinião do auditor, enfraquecendo sua relevância informacional. Nesse contexto, argumenta-se que atrasos mais longos permitem ao mercado antecipar gradualmente as más notícias, corroendo o componente de surpresa associado à divulgação do parecer modificado e, conseqüentemente, atenuando seu impacto negativo sobre a reação do mercado.

Dessa forma, argumenta-se que, independentemente do mecanismo subjacente — informacional ou de sinalização —, o atraso na emissão do relatório do auditor tende a corroer a relevância informacional do parecer ao longo do tempo. Assim, o *audit delay* atua como um fator moderador, reduzindo o conteúdo informativo marginal da opinião do auditor, atenuando seu impacto sobre o valor de mercado das empresas. Diante do exposto, propõe-se a última hipótese da pesquisa:

Hipótese 3: O *audit delay* atenua o impacto negativo da relevância informacional da opinião do auditor.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 Amostra, período e coleta dos dados

A população deste estudo é composta por empresas brasileiras de capital aberto com ações negociadas na B3 S.A. (Brasil, Bolsa, Balcão) entre 2010 e 2024. A escolha do ano inicial alinha-se à consolidação da adoção das *International Financial Reporting Standards (IFRS)* no Brasil. O processo de amostragem e a composição da amostra estão disponíveis na [Tabela 1](#).

Tabela 1 – Processo de amostragem

Descrição dos procedimentos	Empresas	Observações
Empresas brasileiras de capital aberto	372	5.580
(-) Empresas/observações com dados ausentes	-72	-2.363
(-) Empresas/observações com patrimônio líquido negativo	-12	-385
(-) Empresas/observações com dados discrepantes (<i>outliers</i>)	-9	-161
(=) Amostra final	279	2.671

Fonte: Elaborada pelo autor.

Observa-se que a amostra final da pesquisa corresponde a 75,0% das empresas e a 47,8% das observações da amostra inicial. A principal redução amostral decorre da ausência de dados, uma vez que parte significativa das empresas não estava listada no início do período analisado. A detecção de valores discrepantes (*outliers*) foi realizada por meio do algoritmo *Blocked Adaptive Computationally Efficient Outlier Nominators (BACON)*, desenvolvido por [Billor, Hadi e Velleman \(2000\)](#).

Os dados de auditoria foram coletados manualmente nos Relatórios de Auditoria Independente (RAI), disponíveis no site da B3. Este documento contém informações sobre a opinião do auditor independente, bem como a data de divulgação do relatório, necessárias para o cálculo do *audit delay*. As variáveis alusivas ao modelo de relevância informacional — valor de mercado (*VM*), patrimônio líquido (*PL*) e lucro líquido (*LL*), utilizadas para calcular os lucros anormais (*LA*) — foram extraídas da base de dados secundária da Economática®.

3.2 Variáveis e modelos econométricos

Este estudo emprega o modelo de relevância informacional proposto por [Ohlson \(1995\)](#), denominado *Residual Income Valuation (RIV)*. Este modelo permite avaliar se “outras informações”, além do patrimônio líquido e dos lucros anormais, podem afetar o valor atual da empresa. O modelo está expresso na [Equação 1](#).

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 x_{it}^a + \alpha_3 v_{it}^a + \varepsilon_{it}$$

Equação 1

Onde: P_{it} é o valor da empresa; y_{it} é o patrimônio líquido; x_{it}^a são os lucros anormais; v_{it}^a corresponde às “outras informações”, que, neste estudo, são representadas, individual e coletivamente, pela opinião do auditor e pelo *audit delay*; α_0 é o intercepto; α_1 , α_2 e α_3 são os coeficientes angulares; e ε_{it} é o termo de erro. Conforme expresso no modelo de [Ohlson \(1995\)](#), os lucros anormais (x_t^a) foram estimados pela [Equação 2](#).

$$x_{it}^a = LL_{it} - PL_{it-1} \times i_t \quad \text{Equação 2}$$

Em que: i_{it} é a *proxy* para a taxa livre de risco do período. Essa taxa refere-se à remuneração básica pelo esforço da empresa para alcançar o mercado em termos de retorno. Para a estimação dos lucros anormais, utilizou-se a taxa livre de risco do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic). Essa taxa foi obtida no site do Banco Central do Brasil (BCB), no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), código 11.

Em atendimento ao objetivo proposto no estudo, propõe-se desenvolver diferentes modelos econométricos. Para verificar a primeira hipótese desta pesquisa — de que a opinião modificada do auditor é negativamente relevante —, incorpora-se o parecer como “outras informações” ao modelo de [Ohlson \(1995\)](#), conforme apresentado na [Equação 3](#).

$$VM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 PL_{it} + \alpha_2 LA_{it} + \alpha_3 Parecer_{it} + \delta_t + \gamma_s + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 3}$$

Onde: VM_{it} é o valor de mercado da empresa i três meses após o fim do ano t ; PL_{it} é o patrimônio líquido empresa i ao final do ano t ; LA_{it} são os lucros anormais da empresa i ao final do ano t ; $Parecer_{it}$ é uma *dummy* que assume valor 1 quando a opinião do auditor é modificada (adverso, abstenção de opinião ou com ressalva) e 0 em caso contrário; δ_t e γ_s são os efeitos fixos de tempo e de setor; e ε_t é o termo de erro da regressão. Espera-se que a opinião modificada do auditor seja negativamente relevante e que o coeficiente α_3 seja negativo e estatisticamente significativo.

Em seguida, verifica-se a segunda hipótese deste estudo — de que o atraso na emissão do relatório do auditor é negativamente relevante —, adicionando-o como variável explicativa ao modelo de [Ohlson \(1995\)](#), conforme apresentado na [Equação 4](#).

$$VM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 PL_{it} + \alpha_2 LA_{it} + \alpha_3 LnAD_{it} + \delta_t + \gamma_s + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 4}$$

Em que: $LnAD_{it}$ é o logaritmo natural do número de dias entre a data do relatório do auditor independente e a data de encerramento do exercício social. As demais variáveis foram apresentadas anteriormente. Nesta estimação, conjectura-se que o *audit delay* reduza o valor da empresa e o coeficiente α_3 seja negativo e estatisticamente significativo.

Por fim, verifica-se a terceira hipótese deste estudo — de que o *audit delay* atenua a relevância informacional negativa da opinião do auditor —, agregando-se uma variável de interação entre a opinião do auditor e o *audit delay* ao modelo de [Ohlson \(1995\)](#), conforme apresentado na [Equação 5](#).

$$VM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 PL_{it} + \alpha_2 LA_{it} + \alpha_3 Parecer_{it} + \alpha_4 LnAD_{it} + \alpha_5 (Parecer \times LnAD)_{it} + \delta_t + \gamma_s + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 5}$$

Em que: $(Parecer \times LnAD)_{it}$ é a interação entre a opinião do auditor e o *audit delay*. As demais variáveis foram apresentadas anteriormente. Espera-se que o coeficiente α_5 seja positivo e estatisticamente significativo.

Os modelos foram estimados por mínimos quadrados ordinários (*Ordinary Least Squares – OLS*), com efeitos fixos de ano e de setor. Essa técnica é majoritariamente aplicada nos estudos sobre relevância informacional em auditoria independente ([Cimini; Mechelli; Sforza, 2022](#); [Lee; Lee, 2013](#); [Al-Dhamari; Chandren, 2018](#)), inclusive no contexto brasileiro ([Gama e Silva et al., 2025](#)). O controle de efeitos fixos permite reduzir problemas decorrentes de variáveis omitidas, e os erros padrão da regressão são robustos à heterocedasticidade.

Em seguida, foram realizados testes para verificar os pressupostos econométricos. A heterocedasticidade entre as unidades do painel foi avaliada por meio do teste de Wald modificado, enquanto a presença de autocorrelação serial de primeira ordem nos resíduos foi examinada com base no teste de Wooldridge. A multicolinearidade entre as variáveis foi analisada por meio do *Variance Inflation Factor (VIF)*. Diante da identificação concomitante de heterocedasticidade entre os painéis e de autocorrelação serial, realizou-se a análise por meio do método de mínimos quadrados generalizados factíveis (*Feasible Generalized Least Squares – FGLS*), incorporando correções para heterocedasticidade entre unidades e para uma estrutura autorregressiva de primeira ordem, como procedimento adicional de robustez dos resultados do estudo.

Além das estimações por *OLS* e por *FGLS*, os modelos foram reestimados por meio de regressão quantílica (*Quantile Regression – QR*), conforme recomendação de [Duarte, Girão](#)

[e Paulo \(2017\)](#). Conforme argumentam os autores, modelos tradicionais de relevância informacional, estimados por *OLS*, capturam apenas o efeito médio das informações contábeis sobre o valor de mercado e podem não refletir adequadamente a heterogeneidade ao longo da distribuição da variável dependente. A regressão quantílica permite analisar o impacto das variáveis explicativas em diferentes quantis da distribuição, mostrando-se particularmente adequada em contextos marcados por heterocedasticidade, assimetria e presença de *outliers*, características recorrentes em dados contábeis e financeiros. Dessa forma, o uso da regressão quantílica permite ampliar a compreensão dos efeitos investigados e atuar como estratégia complementar de robustez na análise da relevância das informações contábeis.

Finalmente, apresentam-se estatísticas descritivas com o objetivo de caracterizar a amostra e a descrição das variáveis da pesquisa. Complementarmente, apresenta-se a análise de correlação, com o objetivo de examinar associações bivariadas preliminares entre o valor de mercado e as informações contábeis e de auditoria. Por fim, apresentam-se as estimativas dos modelos de regressão por *OLS*, *FGLS* e *QR*.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A [Tabela 2](#) apresenta a estatística descritiva — média, desvio padrão, mínimo, máximo e mediana — das variáveis relativas ao modelo de relevância informacional e às variáveis de auditoria independente. Os valores do modelo de relevância informacional (*VM*, *PL* e *LA*) estão expressos em bilhões de reais.

As variáveis relativas ao modelo de [Ohlson \(1995\)](#) apresentam elevada dispersão e assimetria positiva, com médias superiores às medianas, indicando a presença de empresas de maior porte que influenciam a distribuição dos dados. Enquanto *VM* e *PL* exibem ampla variação entre o valor mínimo e o máximo, refletindo a heterogeneidade estrutural da amostra, os *LA* apresentam elevada amplitude, comportamento consistente com sua natureza residual e com a volatilidade associada à reação do mercado às informações contábeis.

Tabela 2 – Estatística descritiva

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio padrão
<i>VM</i>	6,740	2,119	0,003	98,505	11,598
<i>PL</i>	4,587	1,539	0,000	122,000	9,265
<i>LA</i>	0,016	-0,001	-18,993	22,440	1,560
<i>AD</i>	71,36	72,00	20,00	455,00	34,503
<i>LnAD</i>	4,211	4,025	4,277	6,120	0,310
<i>Parecer</i>	0,025	0,000	0,000	1,000	0,155

Nota: Os valores do modelo de relevância informacional (*VM*, *PL* e *LA*) estão expressos em bilhões de reais. **Legenda:** *VM* é o valor de mercado; *PL* é o patrimônio líquido; *LA* são os lucros anormais; *AD* é o *audit delay*, representado pelo número de dias entre a data da divulgação do relatório de auditoria independente e a data do encerramento do exercício social; *LnAD* é o logaritmo natural do *audit delay*; *Parecer* é a opinião do auditor independente, sendo igual a 1 se a opinião for modificada e 0 em caso contrário. **Fonte:** Elaborada pelo autor.

Quanto às variáveis de auditoria independente, o *AD* apresenta média e mediana próximas, sugerindo uma concentração do prazo de divulgação do relatório de auditoria em torno de 72 dias, embora a presença de valores máximos elevados indique casos pontuais de atrasos substanciais. O *Parecer* apresenta média baixa e mediana igual a zero, evidenciando que a maior parte das observações corresponde a pareceres não modificados, o que é o padrão esperado para empresas listadas, reforçando o caráter episódico das opiniões modificadas na amostra analisada.

Em seguida, a [Tabela 3](#) apresenta a estatística descritiva das variáveis do estudo, segregadas por tipo de parecer do auditor externo (não modificado e modificado). Essa análise permite comparar o comportamento das variáveis do modelo de relevância informacional e do *AD* entre os grupos. Além disso, foram realizados testes de comparação de médias (*Student*) e de medianas (*Wilcoxon*) das variáveis do estudo, segregadas pelo tipo de parecer do auditor. Os

resultados (não reportados) indicam que todas as variáveis — *VM*, *PL*, *LA*, *AD* e *LnAD* — apresentaram diferenças estatisticamente significativas, ao nível de 1% de significância.

Tabela 3 – Estatística descritiva por parecer

Parecer	Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão
<i>Não Modificado</i>	<i>VM</i>	6,823	2,172	0,003	98,505	11,679
	<i>PL</i>	4,592	1,573	0,000	122,000	9,245
	<i>LA</i>	0,035	0,000	-14,698	22,440	1,471
	<i>AD</i>	70,942	71,00	20,00	455,000	34,392
	<i>LnAD</i>	4,205	4,263	2,996	6,120	455,00
<i>Modificado</i>	<i>VM</i>	3,456	0,533	0,025	28,167	7,100
	<i>PL</i>	4,380	0,724	0,000	50,981	10,085
	<i>LA</i>	-0,752	-0,041	-18,993	2,872	2,886
	<i>AD</i>	87,879	86,500	37,000	337,000	35,069
	<i>LnAD</i>	4,205	4,600	3,611	5,820	0,275

Nota: Os valores do modelo de relevância informacional (*VM*, *PL* e *LA*) estão expressos em bilhões de reais. A quantidade de observações para os pareceres não modificados e modificados é, respectivamente, de 2.605 e 66.

Legenda: *VM* é o valor de mercado; *PL* é o patrimônio líquido; *LA* são os lucros anormais; *AD* é o *audit delay*; *LnAD* é o logaritmo natural do *audit delay*; *Parecer* é a opinião do auditor independente. **Fonte:** Elaborada pelo autor.

As variáveis do modelo de relevância apresentam diferenças consistentes entre as empresas com e sem parecer modificado. Firms com parecer não modificado exibem valores médios e medianos de *VM* e *PL* mais elevados, enquanto aquelas com parecer modificado apresentam *LA* predominantemente negativos, em contraste com valores próximos de zero ou positivos no grupo sem modificação. As diferenças entre as médias e as medianas dos grupos são estatisticamente significativas.

Quanto às variáveis de auditoria, as empresas com parecer modificado apresentam *AD* maior, tanto em média quanto em mediana, em relação às companhias com parecer não modificado. Um padrão semelhante é observado na variável *LnAD*, indicando que o atraso na publicação do relatório de auditoria independente é consistentemente maior em situações de opinião modificada.

A [Tabela 4](#) exibe a matriz de correlação entre as variáveis, com os coeficientes de Pearson e de Spearman dispostos, respectivamente, nas diagonais inferior e superior. De modo geral, observa-se que as correlações entre as variáveis do modelo de relevância informacional e as variáveis de auditoria são estatisticamente significativas, porém de baixa a moderada magnitude, indicando associações consistentes, mas não excessivas.

Tabela 4 – Matriz de correlação

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) <i>VM</i>	1,000	0,882***	0,268***	-0,317***	-0,169***	-0,089***
(2) <i>PL</i>	0,725***	1,000	0,117***	-0,243***	-0,243***	-0,054***
(3) <i>LA</i>	0,151***	-0,103***	1,000	-0,217***	-0,217***	-0,061***
(4) <i>AD</i>	-0,084***	-0,048**	-0,064***	1,000	1,000***	0,149***
(5) <i>LnAD</i>	-0,184***	-0,097***	-0,086***	0,863***	1,000	0,149***
(6) <i>Parecer</i>	0,045**	-0,004	-0,081***	0,073***	0,107***	1,000

Nota: Coeficientes de correlação de Pearson (diagonal inferior) e de Spearman (diagonal superior). **Legenda:** *VM* é o valor de mercado; *PL* é o patrimônio líquido; *LA* são os lucros anormais; *AD* é o *audit delay*; *LnAD* é o logaritmo natural do *audit delay*; *Parecer* é a opinião do auditor independente. ** e *** indicam níveis de significância de 5% e 1%, respectivamente. **Fonte:** Elaborada pelo autor.

A correlação entre o *VM* e o *AD* é negativa e estatisticamente significativa, tanto pelo coeficiente de Pearson (-0,08) quanto pelo de Spearman (-0,32), indicando que empresas com maior *VM* tendem a apresentar prazos de divulgação do relatório de auditoria menores. Destaca-se a elevada correlação entre *AD* e *LnAD*, como esperado, devido à transformação logarítmica. Todavia, excetuando essa relação, os coeficientes de correlação entre as variáveis explicativas permanecem abaixo dos limites associados a problemas de multicolinearidade, sugerindo que a estrutura de correlações não compromete as estimações econômicas.

Para testar as hipóteses do estudo, foram estimados modelos de regressão com os estimadores *POLS* (ver [Tabela 5](#)), *FGLS* (ver [Tabela 6](#)) e *QR* (ver [Tabela 7](#)). Em todas as estimações, o modelo de relevância da informação contábil mostrou-se adequado, uma vez que os coeficientes associados ao *PL* e aos *LA* apresentaram valores positivos e significância estatística. Observa-se que, tanto no *POLS* quanto no *QR*, os *LA* exercem maior força sobre o *VM* do que o *PL*. Esses resultados demonstram que os investidores consideram o patrimônio e os lucros anormais relevantes nos quais podem confiar ao avaliar as empresas, o que converge com os achados de [Gul et al. \(2006\)](#), [Al-Dhamari e Chandren \(2018\)](#), [Cimini; Mechelli; Sforza, 2022](#) e [Gama e Silva et al. \(2025\)](#).

Posteriormente, para verificar a hipótese de que a opinião modificada do auditor é negativamente relevante, estimou-se o modelo incluindo a variável *Parecer* ([Equação 3](#)). Os resultados evidenciam que a opinião do auditor independente exerce um efeito negativo sobre o valor de mercado da empresa, independentemente da estimação empregada. Essa evidência empírica sugere que a opinião do auditor dispõe de conteúdo informacional relevante, sendo interpretada pelos investidores como um sinal adverso quanto à qualidade das informações contábeis ou ao nível de risco percebido da firma. Embora o efeito seja negativo, o resultado

destaca o papel da auditoria independente como mecanismo informacional no processo de precificação dos ativos, ao influenciar a forma como o mercado avalia e ajusta o valor das informações contábeis divulgadas.

Esse resultado está alinhado com a literatura internacional seminal ([Ball; Walker; Whittred, 1979](#); [Dodd et al., 1984](#); [Dopuch; Holthausen; Leftwich, 1986](#); [Firth, 1978](#)), com estudos em mercados emergentes e europeus ([Abdollahi; Pitenoei; Gerayli, 2020](#); [Chen; Su; Zhao, 2000](#); [Robu; Robu, 2015](#); [Soltani, 2000](#)) e com a brasileira ([Guimarães et al., 2022](#)). Esses estudos examinaram o efeito de opiniões modificadas sobre as estimativas de retorno em excesso, retornos anormais, preços das ações e valores de mercado. [Tahinakis e Samarinas \(2016\)](#), utilizando o modelo de relevância de [Easton e Harris \(1991\)](#), encontraram que as opiniões modificadas exercem um efeito negativo significativo no mercado quando emitidas por grandes firmas de auditoria.

Tabela 5 – Análise de regressão (POLS)

Variáveis	(1) POLS	(3) POLS	(4) POLS	(5) POLS
<i>PL</i>	0,932*** (0,121)	0,931*** (0,121)	0,922*** (0,118)	0,921*** (0,044)
<i>LA</i>	1,628*** (0,481)	1,608*** (0,483)	1,562*** (0,463)	1,551*** (0,330)
<i>Parecer</i>		-2,186** (0,876)		-0,254** (0,116)
<i>LnAD</i>			-3,489** (1,366)	-1,053*** (0,221)
<i>Parecer × LnAD</i>				0,056 (0,093)
<i>Intercepto</i>	1,352 (0,848)	1,379 (0,848)	16,642*** (5,583)	1,915*** (0,576)
<i>EF Ano (δ_t)</i>	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***
<i>EF Setor (λ_s)</i>	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***
<i>Observações</i>	2.671	2.671	2.671	2.671
<i>Empresas</i>	279	279	279	279
<i>Teste F</i>	22,01***	21,08***	23,07***	42,38***
<i>R²(%)</i>	61,36	61,44	62,15	62,18
<i>VIF Máximo</i>	1,14	1,14	1,15	1,66
<i>Wald Modificado</i>	$3,3 \times 10^{34}$ ***	$1,6 \times 10^{34}$ ***	$2,6 \times 10^{34}$ ***	$2,8 \times 10^{34}$ ***
<i>Wooldridge</i>	115,95***	111,28***	116,43***	111,66***
<i>Breusch – Pagan</i>	4.112,00***	4.112,80***	3.781,22***	3.788,57***
<i>Hausman</i>	106,65***	106,31***	104,11***	104,26***

Nota: Coeficientes (erros-padrão robustos). O teste F avalia a significância global do modelo. O teste de Wald verifica a presença de heterocedasticidade intragrupos no modelo de efeitos fixos. O teste de Wooldridge verifica a existência de autocorrelação de primeira ordem nos painéis. O maior valor do *Variance Inflation Factor* (VIF) indica a intensidade da multicolinearidade entre as variáveis independentes. Os resultados dos testes diagnósticos indicam a presença de heterocedasticidade entre os painéis e de autocorrelação serial de primeira ordem nos resíduos. Para lidar com esses problemas, os modelos foram estimados por meio de *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS), considerando a heterocedasticidade entre os painéis e a autocorrelação de primeira ordem. Os

valores entre parênteses indicam erros padrão robustos à heterocedasticidade (ver [Tabela 6](#)). **Legenda:** *PL* é o patrimônio líquido; *LA* são os lucros anormais; *Parecer* é a opinião do auditor independente; *LnAD* é o logaritmo natural do *audit delay*. ** e *** indicam níveis de significância de 5% e 1%, respectivamente. **Fonte:** elaborada pelo autor.

Em contrapartida, convém destacar que alguns estudos não encontraram reações significativas, como [Baskin \(1972\)](#) para modificações de consistência, [Martinez, Martinez e Benau \(2004\)](#) na Espanha e [Al-Thuneibat, Khamees e Al-Fayoumi \(2008\)](#) na Jordânia, muitas vezes atribuindo a falta de influência à antecipação da informação pelo mercado ou à baixa sofisticação dos investidores locais. Diante do exposto, não se pode rejeitar a hipótese de que a opinião modificada do auditor seja negativamente relevante (H_1).

Para verificar a segunda hipótese — de que o atraso na emissão do relatório de auditoria é negativamente relevante —, estimou-se uma regressão que incorpora o *LnAD* ao modelo de [Ohlson \(1995\)](#). Esse resultado sugere que o *AD* possui conteúdo informacional próprio, atuando como um sinal de risco e incerteza aos investidores. Atrasos na emissão do relatório de auditoria tendem a ser interpretados como indícios de maior complexidade no processo de auditoria, de possíveis problemas na qualidade das informações contábeis ou de maior risco percebido pela firma.

Sob a perspectiva da teoria da agência, o relatório do auditor funciona como um mecanismo de supervisão que pode reduzir os conflitos entre gestores e acionistas ([Jensen; Meckling, 1976](#)). Portanto, um atraso interrompe esse fluxo de comunicação, sugerindo que o auditor independente possa estar enfrentando dificuldades para validar informações fornecidas pela gestão. No mercado de capitais, essa interrupção é frequentemente percebida como um sinal de que más notícias (“*bad news*”) estão sendo represadas pelos gestores ([Kross, 1981](#)), levando os investidores a revisarem negativamente suas crenças sobre o valor da empresa e a exigirem prêmios de risco mais elevados.

O comportamento oportunista da gestão, ao retardar a divulgação de resultados desfavoráveis, tende a produzir um efeito contrário ao esperado. Quando o atraso se torna público, o mercado antecipa a divulgação de informações negativas, resultando em retornos negativos anormais e na redução do preço das ações antes da publicação oficial do relatório ([Chambers; Penman, 1984](#); [Givoly; Palmon, 1982](#); [Kross, 1982](#); [Kross; Schroeder, 1984](#)).

Outro fator determinante para o desconto no valor de mercado é a deterioração do conteúdo informacional das demonstrações contábeis devido à perda de tempestividade. A literatura aponta que a informação contábil possui valor econômico que decresce à medida que o intervalo de tempo decorrido após o fechamento do exercício social aumenta ([Carslaw;](#)

[Kaplan, 1991](#)). Quando o relatório de auditoria é emitido com grande atraso, as informações nele contidas podem já ter se tornado obsoletas ou ter sido antecipadas por fontes alternativas e menos confiáveis, reduzindo a utilidade do relatório para a tomada de decisão econômica ([Givoly; Palmon, 1982](#)). Essa perda de relevância informacional eleva a incerteza dos investidores quanto aos fluxos de caixa futuros, afetando a valoração dos ativos ([Ashton; Willingham; Elliott, 1987](#)), conforme constatado nesta pesquisa.

Tabela 6 – Análise de regressão (FGLS)

Variáveis	(1) FGLS	(3) FGLS	(4) FGLS	(5) FGLS
<i>PL</i>	0,905*** (0,021)	0,909*** (0,021)	0,910*** (0,021)	0,909*** (0,022)
<i>LA</i>	0,844*** (0,069)	0,770*** (0,070)	0,701*** (0,073)	0,699*** (0,733)
<i>Parecer</i>		-0,424*** (0,163)		-0,076*** (0,030)
<i>LnAD</i>			-0,270*** (0,116)	-0,071** (0,037)
<i>Parecer × LnAD</i>				0,026 (0,025)
<i>Intercepto</i>	1,310*** (0,499)	1,370*** (0,504)	2,429*** (0,744)	1,272** (0,550)
<i>EF Ano (δ_t)</i>	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***
<i>EF Setor (λ_s)</i>	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***
<i>Observações</i>	2.666	2.666	2.666	2.666
<i>Empresas</i>	279	279	279	279
<i>Teste Chi²</i>	4.524,39***	4.885,31***	4.198,51***	4.346,49***

Nota: As estimativas foram obtidas por meio de *Feasible Generalized Least Squares (FGLS)* para dados em painel. O modelo considera heterocedasticidade entre os painéis e autocorrelação serial de primeira ordem específica a cada unidade transversal. **Legenda:** *PL* é o patrimônio líquido; *LA* são os lucros anormais; *Parecer* é a opinião do auditor independente; *LnAD* é o logaritmo natural do *audit delay*. *** indica nível de significância de 1%. **Fonte:** elaborada pelo autor.

A magnitude desse efeito negativo também pode estar relacionada ao aumento da assimetria de informação. O prolongamento do *audit delay* cria um ambiente favorável para que investidores privilegiados busquem e explorem informações privadas em detrimento dos investidores menos informados ([Ashton; Willingham; Elliott, 1987](#); [Givoly; Palmon, 1982](#); [Khoo; Lim; Monroe, 2020](#)). Esse desequilíbrio informacional amplia o *bid-ask spread*, reduz a liquidez das ações e aumenta o custo do capital próprio, pois o mercado passa a descontar o valor dos resultados divulgados diante da maior incerteza decorrente da falta de transparência e de tempestividade ([Bhuiyan; Man; Lont, 2024](#)).

Por fim, os achados desse estudo alinham-se às evidências empíricas de diversos mercados. Em contextos internacionais, documentou-se que o mercado reage negativamente a atrasos inesperados, tratando-os como indicadores de problemas de auditoria ([Asthana, 2014](#);

[Chambers; Penman, 1984](#); [Kross, 1981](#)). No Brasil, pesquisas indicam que, embora o investidor possa apresentar reações variadas dependendo da governança da firma, outros provedores de capital, como os bancos, penalizam severamente o atraso no relatório, com um aumento do custo da dívida ([Guimarães et al., 2022](#); [Yagui; Nardi, 2021](#)). A confirmação de que o *audit delay* reduz o valor de mercado das empresas no Brasil reforça a tese de que a tempestividade é um atributo de qualidade indispensável para a confiança e eficiência do mercado brasileiro. Esse conjunto de evidências não permite rejeitar a segunda hipótese do estudo (H_2).

Para finalizar, analisa-se a influência da interação entre os constructos — *Parecer* e *LnAD* — na expectativa de que o *audit delay* atenua a relevância informacional negativa da opinião do auditor. Após não ser rejeitada a hipótese de que a opinião do auditor reduz o valor de mercado da empresa auditada, avalia-se se o *audit delay* exerce um efeito moderador sobre essa relação. Os resultados indicam que o coeficiente associado à interação entre *Parecer* e *LnAD* apresenta significância estatística apenas nas estimações por *QR*, não se mostrando significativo nos modelos estimados por *OLS* e por *FGLS*. Esse achado sugere que o efeito moderador do *audit delay* sobre a relevância da opinião do auditor não se manifesta de forma média ao longo da amostra, mas surge de forma condicional em determinados pontos da distribuição do valor de mercado. À luz da regressão quantílica, método econométrico robusto à heterogeneidade e recomendado na literatura ([Duarte; Girão; Paulo, 2017](#)), a hipótese não é rejeitada, uma vez que o efeito esperado se mostra estatisticamente relevante para empresas situadas em quantis específicos da distribuição.

Tabela 7 – Análise de regressão (*QREG*)

Variáveis	(1) <i>QREG</i>	(3) <i>QREG</i>	(4) <i>QREG</i>	(5) <i>QREG</i>
<i>PL</i>	1,087*** (0,035)	1,084*** (0,035)	1,075*** (0,034)	1,076*** (0,035)
<i>LA</i>	1,914*** (0,099)	1,897*** (0,080)	1,875*** (0,101)	1,869*** (0,093)
<i>Parecer</i>		-0,259*** (0,097)		-0,050*** (0,013)
<i>LnAD</i>			-0,693*** (0,049)	-0,227*** (0,017)
<i>Parecer × LnAD</i>				0,049*** (0,009)
<i>Intercepto</i>	0,549*** (0,095)	0,554*** (0,094)	3,598*** (0,249)	0,688*** (0,125)
<i>EF Ano</i> (δ_t)	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***
<i>EF Setor</i> (λ_s)	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***	<i>Sim</i> ***
<i>Observações</i>	2.671	2.671	2.671	2.671
<i>Empresas</i>	279	279	279	279

Variáveis	(1) QREG	(3) QREG	(4) QREG	(5) QREG
<i>PL</i>	1,087*** (0,035)	1,084*** (0,035)	1,075*** (0,034)	1,076*** (0,035)
<i>LA</i>	1,914*** (0,099)	1,897*** (0,080)	1,875*** (0,101)	1,869*** (0,093)
<i>Parecer</i>		-0,259*** (0,097)		-0,050*** (0,013)
<i>LnAD</i>			-0,693*** (0,049)	-0,227*** (0,017)
<i>Parecer × LnAD</i>				0,049***
<i>Pseudo R²(%)</i>	45,29	45,30	45,46	45,49

Nota: Os coeficientes foram estimados por regressão quantílica, considerando o quantil $\tau = 0,50$ (mediana). Os erros-padrão são robustos à heterocedasticidade. **Legenda:** *PL* é o patrimônio líquido; *LA* são os lucros anormais; *Parecer* é a opinião do auditor independente; *LnAD* é o logaritmo natural do *audit delay*. *** indica nível de significância de 1%. **Fonte:** elaborada pelo autor.

A análise dos coeficientes indica que o efeito negativo da opinião do auditor sobre o valor de mercado se atenua à medida que o atraso na divulgação do relatório de auditoria aumenta. Em termos marginais, o efeito da opinião do auditor independente pode ser expresso como $(-0,05 + 0,049 \times LnAD)$, indicando que, para níveis mais elevados de *audit delay*, a penalização associada à opinião modificada é substancialmente reduzida. Por exemplo, para valores mais altos de *LnAD*, o efeito negativo do parecer aproxima-se de zero, sugerindo que parte da informação adversa é gradualmente incorporada pelo mercado antes da divulgação formal do relatório de auditoria.

Esse fenômeno indica que, à medida que o tempo passa, o conteúdo informacional do relatório de auditoria perde seu “fator surpresa”, sendo absorvido ou antecipado por outras vias. A razão principal para a atenuação do impacto pode estar relacionada ao decréscimo do valor econômico das informações contábeis à medida que o atraso na divulgação aumenta (Givoly; Palmon, 1982). De acordo com Carlsaw e Kaplan (1991), um atraso na emissão do relatório de auditoria, decorrente de trabalho adicional preciso para assegurar a confiabilidade e a qualidade das informações, pode comprometer a divulgação tempestiva das demonstrações financeiras. Quando o relatório de auditoria é emitido com grande atraso, perde sua utilidade para a tomada de decisão, tornando-se apenas confirmatório de informações que o mercado já obteve por outras fontes alternativas e substitutas (Knechel; Payne, 2001), como relatórios de analistas, previsões da gestão, notícias de mídia ou mesmo o desempenho dos concorrentes do mesmo setor que já divulgaram seus resultados.

Ademais, a literatura propõe que o próprio atraso na emissão do relatório funciona como um sinal antecedente de problemas. Investidores interpretam o silêncio pétreo ou a falta de pontualidade como indicativo de que a companhia enfrenta dificuldades operacionais,

fragilidades nos controles internos ou tensões nas negociações com o auditor independente sobre distorções financeiras ([Kross, 1981](#); [Mande; Son, 2011](#)). Dessa forma, quando a opinião modificada finalmente é comunicada ao mercado, o efeito residual é menor, pois o risco já foi precificado ([Al-Thuneibat; Khamees; Al-Fayoumi, 2007](#)).

Por fim, em certos contextos, um *audit delay* mais longo pode ser interpretado não apenas como ineficiência, mas também como evidência de que o auditor dedicou esforço adicional e realizou testes substantivos mais rigorosos para garantir a fidedignidade das informações contábeis ([Blankley; Hurtt; MacGregor, 2014](#)). Se o mercado perceber que o tempo adicional permitiu uma revisão mais criteriosa e uma opinião final mais precisa, isso pode atenuar o pânico associado a uma ressalva, pois a incerteza quanto à qualidade da informação remanescente é reduzida.

5 CONCLUSÃO

Além da análise da relevância da opinião do auditor e do *audit delay*, este estudo teve por objetivo investigar se o atraso na emissão do relatório de auditoria está associado à relevância informacional da opinião modificada do auditor. Os testes das hipóteses foram conduzidos por meio de modelos de *Ordinary Least Squares (OLS)*, *Feasible Generalized Least Squares (GLS)* e *Quantile Regression (QR)*, com erros robustos à heterocedasticidade e controle para efeitos fixos de tempo e de setor. Essa análise é conduzida com base em uma amostra de 279 empresas e 2.671 observações no período de 2010 a 2024.

Em conjunto, os resultados indicam que a informação contábil, representada pelo patrimônio e pelos lucros anormais, é relevante para a formação do valor de mercado das empresas brasileiras, corroborando o modelo de relevância informacional de [Ohlson \(1995\)](#) e evidenciando a confiança dos investidores nesses números. Adicionalmente, verifica-se que a auditoria independente desempenha um papel informacional incremental, uma vez que tanto a opinião modificada quanto o atraso na emissão do relatório de auditoria afetam negativamente o valor de mercado, sinalizando maior incerteza e menor qualidade percebida da informação. Os achados também revelam que o efeito adverso da opinião do auditor não é homogêneo, sendo parcialmente atenuado em contextos com maior *audit delay*, sugerindo a antecipação gradual das más notícias pelo mercado e a perda do fator surpresa ao longo do tempo. Assim, essa evidência aponta que o mercado brasileiro reage tanto ao conteúdo contábil divulgado quanto à qualidade e à tempestividade do processo de auditoria, reforçando que a auditoria constitui um mecanismo de governança, de redução de assimetrias informacionais e de precificação do risco.

No que se refere às hipóteses, os resultados mostram que empresas que recebem pareceres modificados apresentam, em média, menor valor de mercado do que as que recebem pareceres não modificados, corroborando a hipótese H_1 . De forma consistente, maiores níveis de *audit delay* estão associados a penalizações no valor de mercado, confirmando a hipótese H_2 . Quanto à hipótese H_3 , as evidências da regressão quantílica indicam que, para empresas de porte médio, o *audit delay* atua como moderador da relação entre o parecer modificado e o valor de mercado, atenuando o impacto negativo da opinião quando emitida com maior atraso. Assim, a hipótese H_3 não é rejeitada, sugerindo que a perda de tempestividade da informação reduz a intensidade da reação do mercado ao conteúdo do parecer de auditoria.

Esses achados sustentam a noção de que, no contexto da relevância informacional do parecer, o efeito informacional, associado à absorção prévia de informações pelo mercado por meio de fontes alternativas, tende a se sobrepor ao efeito de sinalização de risco associado

ao atraso na divulgação. Além disso, corroboram a utilidade das informações contábeis para os investidores, sobretudo quando divulgadas de forma tempestiva. À luz da literatura, este trabalho contribui ao integrar duas vertentes tradicionalmente analisadas de forma isolada: a relevância informacional da auditoria externa e o *audit delay*. Ao investigar empiricamente o papel moderador do atraso na divulgação do parecer, o trabalho amplia a compreensão sobre como a tempestividade condiciona o conteúdo informacional da auditoria no mercado de capitais brasileiro.

As evidências também apresentam implicações teóricas e práticas. Do ponto de vista regulatório, os resultados são relevantes ao sugerirem que a novidade informacional da opinião é corroída pelo tempo, o que deve ser considerado nas discussões sobre prazos de divulgação e as práticas de confidencialidade. Para gestores e conselheiros, as evidências indicam que utilizar o atraso como estratégia para ajustar gradualmente as expectativas do mercado pode ser ineficiente, pois o próprio atraso é penalizado. Para as firmas de auditoria, os achados reforçam a importância do aprimoramento técnico e operacional para reduzir o tempo de emissão, bem como da revisão das políticas de sigilo para evitar vazamentos informacionais antes da divulgação oficial.

Apesar dos avanços apresentados, este estudo tem limitações. Embora o modelo de relevância informacional capture a associação entre as variáveis de auditoria e o valor de mercado, o método empregado não permite identificar com precisão o momento em que o mercado reage às informações reportadas. Nesse sentido, pesquisas futuras podem adotar a metodologia de estudo de eventos, que permite observar como e quando o mercado incorpora o conteúdo informacional do parecer de auditoria.

REFERÊNCIAS

- ABIDIN, S.; AHMAD-ZALUKI, N. A. Auditor industry specialism and reporting timeliness. **Procedia – Social and Behavioral Sciences**, v. 65, p. 873–878, 2012.
- ABDOLLAHI, A.; PITENOEI, Y. R.; SAFARI, M. G.. Auditor's report, auditor's size and value relevance of accounting information. **Journal of Applied Accounting Research**, v. 21, n. 4, p. 721–739, 2020. <https://doi.org/10.1108/JAAR-11-2019-0153>
- ABERNATHY, J. L.; BARNES, M.; STEFANIAK, C.; WEISBATH, A. An international perspective on audit report lag: A synthesis of the literature and opportunities for future research. **International Journal of Auditing**, v. 21, n. 1, p. 100–127, 2017. <https://doi.org/10.1111/ijau.12083>
- ALFRAIH, M. M. Corporate governance mechanisms and audit delay in a joint audit regulation. **Journal of Financial Regulation and Compliance**, v. 24, n. 3, p. 292–316, 2016. <https://doi.org/10.1108/JFRC-09-2015-0054>
- AL-AJMI, J. Audit and reporting delays: Evidence from an emerging market. **Advances in Accounting**, v. 24, n. 2, p. 217–226, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2008.08.002>
- AL-DHAMARI, R. A. A.; CHANDREN, S. Audit partners gender, auditor quality and clients value relevance. **Global Business Review**, v. 19, n. 4, p. 952–967, 2018. <https://doi.org/10.1177/0972150917697747>
- AL-THUNEIBAT, A. A.; KHAMEES, B. A.; AL-FAYOUMI, N. A. The effect of qualified auditors' opinions on share prices: Evidence from Jordan. **Managerial Auditing Journal**, v. 23, n. 1, p. 84–101, 2007. <https://doi.org/10.1108/02686900810838182>
- ALKHATIB, K.; MARJI, Q. Audit reports timeliness: Empirical evidence from Jordan. **Procedia – Social and Behavioral Sciences**, v. 62, p. 1342–1349, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.09.229>
- ASHTON, R. H.; WILLINGHAM, J. J.; ELLIOTT, R. K. An empirical analysis of audit delay. **Journal of Accounting Research**, v. 25, n. 2, p. 275–292, 1987. <https://doi.org/10.2307/2491018>
- ASHTON, R. H.; GRAUL, P. R.; NEWTON, J. D. Audit delay and the timeliness of corporate reporting. **Contemporary Accounting Research**, v. 5, n. 2, p. 657–673, 1989. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1989.tb00732.x>

ASTHANA, S. Abnormal audit delays, earnings quality and firm value in the USA. **Journal of Financial Reporting and Accounting**, v. 12, n. 1, p. 21–44, 2014.

<https://doi.org/10.1108/JFRA-09-2011-0009>

AZAMI, Z.; SALEHI, T. The relationship between audit report delay and investment opportunities. **Eurasian Business Review**, v. 7, n. 3, p. 437–449, 2017.

<https://doi.org/10.1007/s40821-016-0070-4>

BAMBER, E. M.; BAMBER, L. S.; SCHODERBEK, M. P. Audit structure and other determinants of audit report lag: an empirical analysis. **Auditing: A Journal of Practice & Theory**, Sarasota, v. 12, n. 1, p. 1–23, 1993.

BALL, Ray; BROWN, Philip R. Ball and Brown (1968): A Retrospective. **The Accounting Review**, v. 89, n. 1, p. 1–26, 1968. <https://doi.org/10.2308/accr-50604>

BALL, R.; WALKER, R. G.; WHITTRED, G. P. Audit qualifications and share prices. **Abacus**, v. 15, n. 1, p. 23–34, 1979. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6281.1979.tb00071.x>

BASKIN, E. F. The communicative effectiveness of consistency exceptions. **The Accounting Review**, v. 47, n. 1, p. 38–51, 1972.

BEAVER, W. H. The information content of annual earnings announcements. **Journal of Accounting Research**, v. 6, p. 67–92, 1968. <https://doi.org/10.2307/2490070>

BHUIYAN, M. B. U.; MAN, Y.; LONT, D. H. Audit report lag and the cost of equity capital. **Journal of Capital Markets Studies**, v. 8, n. 2, p. 212–241, 2024.

<https://doi.org/10.1108/JCMS-02-2024-0008>

BILLOR, Nedret; HADI, Ali S.; VELLEMAN, Paul F. BACON: blocked adaptive computationally efficient outlier nominators. **Computational Statistics & Data Analysis**, v. 34, n. 3, p. 279–298, 2000. [https://doi.org/10.1016/S0167-9473\(99\)00101-2](https://doi.org/10.1016/S0167-9473(99)00101-2)

BLANKLEY, A. I.; HURTT, D. N.; MACGREGOR, J. E. The relationship between audit report lags and future restatements. **AUDITING: A Journal of Practice & Theory**, v. 33, n. 2, p. 27–57, 2014. <https://doi.org/10.2308/ajpt-50667>

CARSLAW, C. A. P. N.; KAPLAN, S. E. An examination of audit delay: Further evidence from New Zealand. **Accounting and Business Research**, v. 22, n. 85, p. 21–32, 1991.

<https://doi.org/10.1080/00014788.1991.9729414>

- CARVALHO, D. L.; CARVALHO, L. O.; DANTAS, J. A.; MEDEIROS, O. R. Reação do mercado à opinião modificada da auditoria: Valor de mercado e percepção de risco. **Revista Universo Contábil**, v. 15, n. 2, p. 97–115, 2019. <https://doi.org/10.4270/ruc.2019214>
- CHAMBERS, A. E.; PENMAN, S. H. Timeliness of reporting and the stock price reaction to earnings announcements. **Journal of Accounting Research**, v. 22, n. 1, p. 21–47, 1984. <https://doi.org/10.2307/2490700>
- CHEN, C.; JIA, H.; XU, Y.; ZIEBART, D. The effect of audit firm attributes on audit delay in the presence of financial reporting complexity. **Managerial Auditing Journal**, v. 37, n. 2, p. 283–302, 2022. <https://doi.org/10.1108/MAJ-12-2020-2969>
- CHEN, C. J. P.; SU, X.; ZHAO, R. An emerging market's reaction to initial modified audit opinions: Evidence from the Shanghai stock exchange. **Contemporary Accounting Research**, v. 17, n. 3, p. 429–455, 2000. <https://doi.org/10.1506/GCJP-5599-QUWB-G86D>
- CHIUDINI, V.; CUNHA, P. R.; MARQUES, L. Relação entre a republicação das demonstrações contábeis e o audit delay. **Revista Catarinense da Ciência Contábil**, v. 17, n. 51, 2018. <https://doi.org/10.16930/2237-7662/rccc.v17n51.2617>
- CHOW, C. W.; RICE, S. J. Qualified audit opinions and auditor switching. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 57, n. 2, p. 326–335, 1982.
- CIMINI, R.; MECHELLI, A.; SFORZA, V. Auditor independence and value relevance in the european banking sector: Do investor protection environment and corporate governance matter? **Journal of Accounting, Auditing & Finance**, v. 37, n. 3, p. 591–620, 2022. <https://doi.org/10.1177/0148558X20934247>
- CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE (CFC). **NBC TA 700 – Formação da opinião e emissão do relatório do auditor independente sobre as demonstrações contábeis**. Brasília, DF: Conselho Federal de Contabilidade, 2016a.
- CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE (CFC). **NBC TA 705 – Modificações na opinião do auditor independente**. Brasília, DF: Conselho Federal de Contabilidade, 2016b.
- CZERNKOWSKI, R.; GREEN, W.; WANG, Y. The value of audit qualifications in China. **Managerial Auditing Journal**, v. 25, n. 5, p. 404–426, 2010. <https://doi.org/10.1108/02686901011041812>
- DEANGELO, Linda Elizabeth. Auditor size and audit quality. **Journal of Accounting and Economics**, v. 3, n. 3, p. 183–199, 1981. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(81\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0165-4101(81)90002-1)

DODD, P.; DOPUCH, N.; HOLTHAUSEN, R.; LEFTWICH, R. Qualified audit opinions and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, v. 6, n. 1, p. 3–38, 1984.

[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. Abnormal stock returns associated with media disclosures of ‘subject to’ qualified audit opinions. *Journal of Accounting and Economics*, v. 8, n. 2, p. 93–117, 1986. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(86\)90013-3](https://doi.org/10.1016/0165-4101(86)90013-3)

DUARTE, F. C. L.; GIRÃO, L. F. A. P.; PAULO, E. Avaliando modelos lineares de value relevance: Eles captam o que deveriam captar? *Revista de Administração Contemporânea*, v. 21, n. spe, p. 110–134, 2017. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2017160202>

EASTON, P. D.; HARRIS, T. S. Earnings as an explanatory variable for returns. *Journal of Accounting Research*, v. 29, n. 1, p. 19–36, 1991. <https://doi.org/10.2307/2491026>

FARGHER, N. L.; WILKINS, M. S. Evidence on risk changes around audit qualification and qualification withdrawal announcements. *Journal of Business Finance & Accounting*, v. 25, n. 7–8, p. 829–847, 1998. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00215>

FIELDS, P. L.; WILKINS, M. S. The information content of withdrawn audit qualifications: new evidence on the value of “subject-to” opinions. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, v. 10, n. 2, p. 62–69, 1991.

FIRTH, M. Qualified audit reports: their impact on investment decisions. *The Accounting Review*, v. 53, n. 3, p. 642–650, 1978.

GAMA E SILVA, C. D. C.; PARENTE, P. H. N.; SANTOS, J. G. C.; DE LUCA, M. M. M. Relevância informacional de auditoria: evidências do Brasil. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC)*, v. 19, e3747, p. 1–19, 2025.

<https://doi.org/10.17524/repec.v19.e3747>.

GIVOLY, D.; PALMON, D. Timeliness of Annual Earnings Announcements: Some Empirical Evidence. *The Accounting Review*, v. 57, n. 3, p. 486–508, 1982.

GUIMARÃES, G. V. B.; NOSSA, S. N.; MOREIRA, N. C.; NOSSA, V. A reação do mercado acionário brasileiro às ressalvas de auditoria. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC)*, v. 16, n. 4, p. 466–483, 2022.

<https://doi.org/10.17524/repec.v16i4.3100>

GUL, F. A.; TSUI, J.; DHALIWAL, D. S. Non-audit services, auditor quality and the value relevance of earnings. **Accounting & Finance**, v. 46, n. 5, p. 797–817, 2006.

<https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2006.00189.x>

HAKIM, F.; OMRI, M. A. Quality of the external auditor, information asymmetry, and bid-ask spread: Case of the listed Tunisian firms. **International Journal of Accounting & Information Management**, v. 18, n. 1, p. 5–18, 2010.

<https://doi.org/10.1108/18347641011023243>

HABIB, Ahsan; AZIM, Istiaq. Corporate governance and the value-relevance of accounting information: Evidence from Australia. **Accounting Research Journal**, v. 21, n. 2, p. 167–194, 2008. <https://doi.org/10.1108/10309610810905944>

HABIB, A.; BHUIYAN, M. B. U.; HUANG, H. J.; MIAH, M. S. Determinants of audit report lag: A meta-analysis. **International Journal of Auditing**, v. 23, n. 1, p. 20–44, 2019.

<https://doi.org/10.1111/ijau.12136>

HABIB, Ahsan. The new chinese accounting standards and audit report lag. **International Journal of Auditing**, v. 19, n. 1, p. 1–14, 2015. <https://doi.org/10.1111/ijau.12030>

ISMAIL, K. N. I. K.; CHANDLER, R. The timeliness of quarterly financial reports of companies in Malaysia. **Asian Review of Accounting**, v. 12, n. 1, p. 1–18, 2004.

<https://doi.org/10.1108/eb060770>

ITTONEN, K. Market reactions to qualified audit reports: research approaches. **Accounting Research Journal**, v. 25, n. 1, p. 8–24, 2012. <https://doi.org/10.1108/10309611211244483>

JENSEN, M. C.; MECKLING, W. H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. **Journal of Financial Economics**, v. 3, n. 4, p. 305–360, 1976.

[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)

KHLIF, H.; SAMAHA, K. Internal control quality, Egyptian standards on auditing and external audit delays: Evidence from the Egyptian stock exchange. **International Journal of Auditing**, v. 18, n. 2, p. 139–154, 2014. <https://doi.org/10.1111/ijau.12018>

KHOO, E. S.; LIM, Y.; MONROE, G. S. Corporate reputation and the timeliness of external audit and earnings announcement. **International Journal of Auditing**, v. 24, n. 3, p. 366–395, 2020. <https://doi.org/10.1111/ijau.12202>

KNECHEL, W. R.; PAYNE, J. L. Additional Evidence on Audit Report Lag. **AUDITING: A Journal of Practice & Theory**, v. 20, n. 1, p. 137–146, 1 mar. 2001.

<https://doi.org/10.2308/aud.2001.20.1.137>

KROSS, W. Earnings and announcement time lags. **Journal of Business Research**, v. 9, n. 3, p. 267–281, 1981. [https://doi.org/10.1016/0148-2963\(81\)90021-7](https://doi.org/10.1016/0148-2963(81)90021-7)

KROSS, W. Profitability, earnings announcement time lags, and stock prices. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 9, n. 3, p. 313–328, 1982.

<https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1982.tb00997.x>

KROSS, W.; SCHROEDER, D. A. An empirical investigation of the effect of quarterly earnings announcement timing on stock returns. **Journal of Accounting Research**, v. 22, n. 1, p. 153–176, 1984. <https://doi.org/10.2307/2490706>

KUEPPERS, R. J.; SULLIVAN, K. B. How and why an independent audit matters. **International Journal of Disclosure and Governance**, v. 7, n. 4, p. 286–293, 2010.

<https://doi.org/10.1057/jdg.2010.22>

LEE, H.; LEE, H. Do Big 4 audit firms improve the value relevance of earnings and equity? **Managerial Auditing Journal**, v. 28, n. 7, p. 628–646, 2013. <https://doi.org/10.1108/MAJ-07-2012-0728>

LEVENTIS, S.; WEETMAN, P.; CARAMANIS, Constantinos. Determinants of Audit Report Lag: Some Evidence from the Athens Stock Exchange. **International Journal of Auditing**, v. 9, n. 1, p. 45–58, 2005. <https://doi.org/10.1111/j.1099-1123.2005.00101.x>

LESTARI, S. Y.; NURYATNO, M. Factors affecting the audit delay and its impact on abnormal return in Indonesia stock exchange. **International Journal of Economics and Finance**, v. 10, n. 2, p. 48, 2018. <https://doi.org/10.5539/ijef.v10n2p48>

MANDE, V.; SON, M. Do audit delays affect client retention? **Managerial Auditing Journal**, v. 26, n. 1, p. 32–50, 2011. <https://doi.org/10.1108/02686901111090826>

MARTÍNEZ, M. C. P.; MARTÍNEZ, A. V.; BENAÚ, M. A. G. Reactions of the Spanish capital market to qualified audit reports. **European Accounting Review**, v. 13, n. 4, p. 689–711, 2004. <https://doi.org/10.1080/0963818042000216848>

MINUTTI-MEZA, M. Does auditor industry specialization improve audit quality? **Journal of Accounting Research**, v. 51, n. 4, p. 779–817, 2013. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12017>

OHLSON, J. A. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 661–687, 1995. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00461.x>

QUEIROZ, P. H. O.; GOMES, A. P. M.; PEREIRA, V. H.; AVELINO, B. C. Relação entre as características da companhia auditada e o audit report delay: Análise de empresas que compõem o índice Ibovespa. **Revista Contabilidade e Controladoria**, v. 13, n. 1, 2021. <https://doi.org/10.5380/rcc.v13i1.77927>

ROBU, M. A.; ROBU, I. B. The influence of the audit report on the relevance of accounting information reported by listed Romanian companies. **Procedia Economics and Finance**, v. 20, p. 562–570, 2015. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)00109-4](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00109-4)

SOLTANI, B. Some empirical evidence to support the relationship between audit reports and stock prices — The French case. **International Journal of Auditing**, v. 4, n. 3, p. 269–291, 2000. <https://doi.org/10.1111/1099-1123.00317>

SULTANA, N.; SINGH, H.; VAN DER ZAHN, J-L. W. M. Audit committee characteristics and audit report lag. **International Journal of Auditing**, v. 19, n. 2, p. 72–87, 2015. <https://doi.org/10.1111/ijau.12033>

TAHINAKIS, P.; SAMARINAS, M. The incremental information content of audit opinion. **Journal of Applied Accounting Research**, v. 17, n. 2, p. 139–169, 2016. <https://doi.org/10.1108/JAAR-01-2013-0011>

TEOH, S. H.; WONG, T. J. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient. **The Accounting Review**, v. 68, n. 2, p. 346–366, 1993.

WAN-HUSSIN, W. N.; BAMAHRAS, H. M. Do investment in and the sourcing arrangement of the internal audit function affect audit delay? **Journal of Contemporary Accounting & Economics**, v. 9, n. 1, p. 19–32, 2013. <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2012.08.001>

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. Agency problems, auditing, and the theory of the firm: Some evidence. **The Journal of Law and Economics**, v. 26, n. 3, p. 613–633, 1983. <https://doi.org/10.1086/467051>

YAGUI, N. T.; NARDI, P. C. C. Análise da influência do audit delay no retorno das ações e no custo da dívida de empresa brasileiras de capital aberto. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, v. 18, n. 46, p. 113–130, 2021. <https://doi.org/10.5007/2175-8069.2021.e72985>