

Efeitos do estágio do ciclo de vida nos erros de previsão de lucros e na *value relevance*

João Paulo Machado Ribeiro

<https://orcid.org/0000-0003-1383-8729> | E-mail: jpmr0505@gmail.com

Edilson Paulo

<https://orcid.org/0000-0003-4856-9039> | E-mail: e.paulo@ufsc.br

Resumo

Objetivo: Este estudo analisa os efeitos dos estágios do ciclo de vida da firma sobre os erros de previsão de lucros dos analistas e sobre sua *value relevance*.

Método: Utilizou-se uma amostra de empresas listadas no mercado de capitais brasileiro entre 2011 e 2022, com dados coletados do Refinitiv Eikon® e analisados por meio de modelos de regressão estimados pelo Método dos Momentos Generalizados em Sistema (*System Generalized Method of Moments – System GMM*).

Resultados: Os resultados indicam que os erros de previsão de lucro por ação são menores em estágio de maturidade e que investidores reagem negativamente a erros de previsão com viés otimista, com intensidade variável conforme o estágio do ciclo de vida da firma. Assim, as características do ambiente operacional e a maior persistência dos resultados em firmas maduras estão associadas a erros de previsões mais baixos. Além disso, verifica-se que a relevância das previsões de lucros dos analistas está significativamente associada aos preços das ações.

Contribuições: O estudo oferece evidências úteis para diferentes agentes de mercado, incluindo investidores, analistas financeiros e gestores corporativos. Pesquisas que investigam a *value relevance* atribuída pelos investidores a diferentes tipos de informação – como os erros de previsão dos analistas – são fundamentais para compreender melhor como o mercado reage a sinais sobre a qualidade das informações fornecidas por intermediários financeiros, como os analistas financeiros.

Palavras-chave: analistas financeiros, previsões dos analistas, erro de previsão, *value relevance*, ciclo de vida da firma.

1 Introdução

As previsões de analistas, sejam relacionadas a lucros ou a preços futuros de ações, desempenham um papel significativo no mercado de capitais (Covrig & Low, 2005; Healy & Palepu, 2001; Karamanou, 2012; Novaes et al., 2018; Wei & Zhu, 2023). A qualidade dessas previsões é apontada pela literatura como associada à qualidade do ambiente informacional das empresas (Karamanou, 2012). Especificamente, firmas com práticas de divulgação mais transparentes, governança corporativa mais robusta e maior qualidade dos lucros fornecem aos analistas informações mais consistentes, permitindo previsões de resultados mais precisas e confiáveis (Almeida & Dalmácio, 2015; Dalmácio et al., 2013; Novaes et al., 2018; Oliveira & Coelho, 2018; Pain & Bianchi, 2025; Wei & Zhu, 2023). Consequentemente, a maior relevância atribuída às previsões dos analistas sugere que elas possuem elevada qualidade (Karamanou, 2012).

Dado o importante papel que os analistas desempenham no mercado financeiro, a literatura tem se concentrado na relevância informacional de suas previsões (Covrig & Low, 2005; Karamanou, 2012; Tan & Lim, 2007) e no impacto da qualidade dessas previsões sobre a relevância das informações contábeis (Johnston et al., 2021; Ou & Sepe, 2002; Schaberl, 2016). No entanto, a literatura ainda apresenta lacunas quanto aos efeitos de previsões de baixa qualidade (isto é, um nível mais elevado de erros na previsão de lucros) sobre os preços das ações após o anúncio dos lucros efetivos das empresas. Essa lacuna é particularmente relevante porque erros de previsão otimistas podem levar os investidores a formar expectativas excessivamente positivas em relação ao desempenho da firma (Abarbanell & Lehavy, 2003; Schaberl, 2016). Quando os lucros efetivos são divulgados e ficam aquém dessas expectativas, é provável que ocorra uma reação adversa do mercado (Jha et al., 2003).

A relação entre a qualidade das previsões dos analistas e as características do ambiente informacional, dos relatórios financeiros, dos padrões contábeis e da governança corporativa tem sido amplamente discutida na literatura (Akintoye et al., 2016; Almeida & Dalmácio, 2015; Chen et al., 2017; Dalmácio et al., 2013; Novaes et al., 2018; Oliveira & Coelho, 2018; Pain & Bianchi, 2025; Wei & Zhu, 2023). Entender os fatores que influenciam a qualidade das previsões dos analistas é importante para avaliar a precisão e a utilidade dessas previsões na tomada de decisões de investimento. Estudos anteriores sugerem que uma maior precisão tende a aumentar a confiança do investidor, melhorar os resultados de avaliação, elevar a eficiência do investimento corporativo e reduzir a incerteza na alocação de capital (Choi et al., 2020; Chen et al., 2017; Hashim & Strong, 2018; Simon & Curtis, 2011).

Outra área-chave da pesquisa contábil investiga a ideia de que as organizações se desenvolvem por meio de distintos estágios de ciclo de vida (ECVs) (Al Hadi & Alazzani, 2025; Dickinson, 2011; Habib & Hasan, 2019; Lester et al., 2003; Mikosz et al., 2019; Oliveira & Monte-Mor, 2022; Penrose, 1952). As características de cada ECV podem influenciar a qualidade das previsões dos analistas e afetar a forma como o mercado responde a previsões menos precisas, devido a diferenças nos altos níveis de incerteza e visibilidade, assimetria de informações, comparabilidade das demonstrações financeiras, conservadorismo, qualidade dos *accruals*, dificuldades financeiras e estabilidade do desempenho financeiro e de mercado (Al Hadi & Alazzani, 2025; Almeida & Kale, 2024; Biswas et al., 2022; Dickinson, 2011; Oliveira & Girão, 2018). Na comparação de estágios de crescimento e declínio, firmas maduras geralmente apresentam qualidade de lucros superior (Almeida & Kale, 2024; Biswas et al., 2022; Habib & Hasan, 2019; Lima et al., 2015; Ribeiro et al., 2024), oferecendo melhores condições para a previsibilidade das estimativas dos analistas.

A literatura examina os ECVs sob diversas perspectivas. Alguns estudos indicam que a relevância das medidas de desempenho varia entre os ECVs (Chen et al., 2010), enquanto outros exploram a relação entre os ECVs e a relevância dos componentes dos lucros (Jenkins et al., 2004), a qualidade dos lucros em geral (Lima et al., 2015) e dimensões específicas, como a qualidade dos *accruals* (Almeida & Kale, 2024), o conservadorismo (Meucci et al., 2025), a qualidade da associação entre receitas e despesas (*matching quality*) (Bandeira & Almeida, 2024; Krishnan et al., 2021), o gerenciamento de resultados (Bansal, 2024; Jaggi et al., 2022; Ribeiro et al., 2024; Xiu et al., 2022) e a comparabilidade das demonstrações financeiras (Biswas et al., 2022). Outros aspectos associados aos ECVs também foram investigados, incluindo a estrutura de capital (Victor et al., 2018), a preferência estratégica (Zheng & Du, 2025), a probabilidade de violações de *covenants* (Oliveira & Monte-Mor, 2022), o desempenho ambiental, social e de governança (ESG) (Moreira et al., 2023; Hu et al., 2025), as recomendações de analistas (Al Hadi & Alazzani, 2025), a precisão das previsões de lucros (Oliveira & Girão, 2018) e as diferenças na relevância do valor dos números contábeis e das previsões de lucros dos analistas (Dickinson et al., 2018).

No entanto, o papel informacional dos ECVs e sua relação com a relevância de outros fatores considerados em modelos de *value relevance* continuam sendo uma área fértil para pesquisas futuras (Dickinson et al., 2018; Fodor et al., 2024). Além disso, há escassez de estudos que examinem a relação entre os ECVs e as previsões de lucros dos analistas (Oliveira & Girão, 2018), bem como os efeitos dos erros de previsão de lucros sobre os preços das ações. Este estudo busca preencher essas lacunas. Dessa forma, analisamos os efeitos dos estágios do ciclo de vida das firmas sobre os erros de previsão de lucros dos analistas e sua *value relevance*.

Modelos de regressão com o estimador GMM-System foram usados na análise, considerando uma amostra de 176 empresas brasileiras listadas entre 2010 e 2022. Essa amostra é particularmente relevante, pois as características das firmas em diferentes ECVs podem influenciar a *value relevance* tanto das informações contábeis quanto das previsões de lucros dos analistas, especialmente em um ambiente caracterizado por menor precisão das informações, por um mercado acionário emergente e por maior assimetria informacional, como o brasileiro (Mikosz et al., 2019; Ferreira et al., 2025). Nossos principais resultados sugerem que firmas maduras apresentam menores erros de previsão de lucro por ação (LPA), contribuindo para a redução dos vieses de previsão dos analistas, particularmente os vieses otimistas. Além disso, a magnitude dessa redução nos erros de previsão durante o estágio de maturidade é menos pronunciada em previsões com viés otimista. Adicionalmente, os investidores reagem negativamente aos erros de previsão otimistas, e a intensidade dessa resposta varia entre os ECVs das firmas.

Nosso estudo adiciona às pesquisas anteriores sobre a qualidade das previsões dos analistas em todos os estágios do ciclo de vida e sobre a *value relevance* dessas previsões. Embora Oliveira e Girão (2018) e Pain e Bianchi (2025) analisem a precisão das previsões dos analistas em todos os estágios do ciclo de vida, eles não verificam se esses erros de previsão têm *value relevance*. Além disso, Dickinson et al. (2018) analisam a *value relevance* dos números contábeis e das previsões dos analistas em todos os estágios do ciclo de vida. No entanto, Dickinson et al. (2018) não investigaram o papel dos erros de previsão nem as reações dos investidores a previsões tendenciosas. Nosso estudo se apoia e avança em relação à abordagem deles, concentrando-se nas consequências de mercado dos erros de previsão, especialmente daqueles com viés otimista, e explorando como esses efeitos diferem conforme o estágio do ciclo de vida das firmas. Essa perspectiva nos permite aprofundar a compreensão do conteúdo informacional das previsões dos analistas e suas implicações para o comportamento dos investidores.

Nossos resultados fornecem evidências úteis para diferentes agentes de mercado, incluindo investidores, analistas financeiros e gestores corporativos. Além disso, estudos que investigam a *value relevance* atribuída por investidores a diferentes tipos de informação – como os erros de previsão dos analistas – são essenciais para uma melhor compreensão de como o mercado reage a sinais sobre a qualidade das informações fornecidas por intermediários financeiros, como os analistas (Healy & Palepu, 2001). Além de reforçar o papel informacional das previsões dos analistas, especialmente em firmas mais maduras, nossos resultados contribuem para a literatura acadêmica, ao integrarem os erros de previsão dos analistas e a teoria do ciclo de vida em modelos de *value relevance*, preenchendo as lacunas existentes (Dickinson et al., 2018; Oliveira & Girão, 2018; Pain & Bianchi, 2025). Sob uma perspectiva de mercado, as evidências corroboram a necessidade de maior escrutínio das previsões otimistas, particularmente em empresas maduras, nas quais os investidores reagem mais fortemente. Além disso, nossos achados destacam a relevância da dinâmica informacional em nível de firma, sugerindo que avanços no ambiente de divulgação e melhorias na qualidade das previsões dos analistas podem aumentar a eficiência do mercado, especialmente em economias emergentes como o Brasil.

2 Fundamentação Teórica e Desenvolvimento de Hipóteses

Pesquisas sobre os ECVs em empresas examinam as mudanças organizacionais ao longo do tempo (Frezatti et al., 2017; Lester et al., 2003; Zheng & Gu, 2025). Esses estudos são particularmente relevantes, visto que os ECVs influenciam as decisões sobre fontes de financiamento e demandas de investimento, afetando o desempenho operacional das firmas. Além disso, os ECVs moldam a relevância e a qualidade das informações contábeis, influenciam a atração de investidores e a tomada de decisões de investimento, e impactam a avaliação das firmas (Almand et al., 2023; Bandeira & Almeida, 2024; Dickinson et al., 2018; Habib & Hasan, 2019; Hasan et al., 2015; Lima et al., 2015; Ribeiro et al., 2024).

Dickinson (2011) sugere uma metodologia de classificação para os ECVs com base em padrões de fluxo de caixa, identificando cinco estágios: introdução, crescimento, maturidade, turbulência e declínio. Em contraste, o modelo desenvolvido por Park e Chen (2006) utiliza as variáveis contábeis propostas por Anthony e Ramesh (1992), além da idade da firma. Park e Chen (2006) propõem um índice de classificação agregado que posiciona as firmas em relação aos seus pares em quatro *proxies*: despesas de capital, crescimento das vendas, *payout* de dividendos e idade. Sob essa estrutura, as firmas podem ser classificadas em estágios de crescimento, maturidade ou declínio. Adotamos essa estrutura em nossa análise.

Algumas características de firmas em diferentes ECVs podem afetar a qualidade das previsões dos analistas (Oliveira & Girão, 2018). A qualidade dessas previsões pode ser avaliada pela proximidade entre os valores previstos e os efetivos, mensurada pela magnitude da diferença entre eles, tanto em termos absolutos do lucro por ação reportado quanto em relação ao preço das ações ao fim do exercício fiscal (Dalmácio et al., 2013; Oliveira & Coelho, 2018).

As firmas em estágio de introdução visam se estabelecer no mercado (Lima et al., 2015), um processo que requer investimentos significativos (Dickinson, 2011; Victor et al., 2018) e que resulta em um ambiente mais intensivo em intangíveis (Kayo et al., 2006). No entanto, a literatura sugere que as informações públicas disponíveis para analistas e investidores são limitadas, além de elevada incerteza informacional em relação às firmas nessa fase (Fodor et al., 2024; Oliveira & Girão, 2018), o que gera um alto nível de assimetria informacional e, conseqüentemente, maior custo de capital (Hasan et al., 2015; Jaggi et al., 2022; Xie et al., 2022).

O estágio de crescimento é caracterizado por aumentos notáveis nos volumes de produção e vendas, e as firmas começam a operar de forma lucrativa. Nessa fase, as firmas geralmente realizam investimentos significativos em tecnologia para melhorar a diferenciação de seus produtos. Pesquisas sugerem que firmas em crescimento ainda apresentam altos níveis de assimetria informacional, o que impõe desafios aos analistas, que precisam se esforçar mais para aprimorar a precisão de suas previsões (Oliveira & Girão, 2018). As políticas corporativas, incluindo as decisões de investimento, são influenciadas pelo ECV (Faff et al., 2016). Durante o estágio de crescimento, as firmas frequentemente possuem ativos mais intensivos em intangíveis para estabelecer vantagens competitivas, enquanto na maturidade o foco passa a ser a otimização dos ativos existentes para a criação de valor (Kayo et al., 2006). Esse contexto pode impactar a qualidade das previsões dos analistas, uma vez que a literatura mostra que o reconhecimento apenas parcial, por parte de investidores e analistas, dos benefícios de longo prazo dessas decisões de investimento dificulta a avaliação precisa de firmas intensivas em intangíveis (Banker et al., 2019).

As evidências no contexto brasileiro indicam que os investidores reconhecem como informação relevante a materialidade dos ativos em firmas com intensidade intangível (Sousa et al., 2024). No entanto, a relação entre intangibilidade e desempenho permanece incerta (Carvalho et al., 2023), e alguns estudos sugerem uma associação negativa entre o nível de intangibilidade e a persistência do desempenho (Medeiros & Mol, 2017). Portanto, esses achados sugerem que o descasamento contábil decorrente das regras de reconhecimento de intangíveis pode aprofundar os desafios de avaliação (King et al., 2024; Sinclair & Keller, 2014) e comprometer a qualidade das previsões dos analistas.

Firmas em estágio maduro maximizam as margens de lucro, reduzem os custos e melhoram a lucratividade (Lima et al., 2015). Nesse estágio, elas operam com um portfólio de valor de mercado mais diversificado e otimizado, reduzindo o custo de capital e os riscos (Hasan et al., 2015; Lima et al., 2015; Ribeiro et al., 2021). Essa redução de risco está associada à diminuição da assimetria informacional, aumentando a cobertura e a precisão das previsões dos analistas. Além disso, as firmas nesse estágio operam em um ambiente mais estável e produzem demonstrações financeiras mais comparáveis e lucros mais persistentes (Biswas et al., 2022; Dickinson, 2011; Hasan et al., 2015; Oliveira & Girão, 2018; Xie et al., 2022), o que, por sua vez, melhora a qualidade dos insumos nos modelos de avaliação (Pimentel & De Aguiar, 2016).

Transformações estruturais marcam o estágio de turbulência, que visa reposicionar a firma para a retomada do crescimento (Lester et al., 2003). Por fim, o estágio de declínio é crucial para a sobrevivência da firma, e frequentemente a leva a adotar uma estratégia mais conservadora do que nas fases anteriores (Almeida & Kale, 2024; Nizar et al., 2025). Em relação à qualidade das previsões, o impacto do estágio de turbulência permanece incerto. Em contrapartida, os analistas podem ter maior compreensão das firmas em declínio devido à sua presença prolongada no mercado, embora a menor cobertura dos analistas nessa fase possa resultar em uma redução da qualidade das previsões (Hasan et al., 2015; Oliveira & Girão, 2018).

Diante do exposto, a expectativa é que os fatores descritos influenciem os ECVs e impactem significativamente os processos de tomada de decisão das firmas e a capacidade de estimar seus resultados financeiros (Al Hadi & Alazzani, 2025; Biswas et al., 2022; Dickinson, 2011). Consequentemente, as informações sobre os ECVs podem afetar a qualidade das previsões dos analistas e a relevância que o mercado atribui para a formação de expectativas de lucros. Isso leva à seguinte hipótese:

H1: Em comparação com outros estágios do ciclo de vida, as firmas no estágio de maturidade estão associadas a menores erros de previsão de lucro por ação dos analistas.

Value relevance refere-se à extensão em que as informações contábeis estão associadas aos preços ou retornos das ações, indicando sua utilidade para os investidores na avaliação de firmas (Barth et al., 2023). Esse tema tem sido discutido na literatura contábil por várias décadas (Ball & Brown, 2019; Nicolò et al., 2024), com estudos seminais servindo como referências-chave na área (Ohlson, 1995). Pesquisas sobre *value relevance* avaliam a importância que os investidores atribuem às informações contábeis (Barth et al., 2023; Ball & Brown, 2019). No que se refere às informações consideradas em modelos de *value relevance*, evidências empíricas sugerem que os ECVs fornecem *insights* importantes sobre a avaliação de firmas, influenciando o tipo de informação que melhor explica seu valor de mercado (Dickinson et al., 2018).

Analistas financeiros desempenham um papel essencial como disseminadores das informações divulgadas pelas empresas e como avaliadores de seu desempenho presente e futuro, por meio de previsões de lucros e recomendações de investimento (Al Hadi & Alazzani, 2025; Dalmácio et al., 2013; Healy & Palepu, 2001; Novaes et al., 2018). Sua principal função é prever lucros e preços futuros de ações, fornecendo recomendações de investimento aos investidores (Novaes et al., 2018). Dado o acesso a uma ampla gama de informações, além do valor contábil e dos lucros, espera-se que as previsões dos analistas sobre lucros e crescimento futuros forneçam *insights* adicionais e sejam consideradas relevantes para a avaliação das firmas (Tan & Lim, 2007).

Além disso, devido à sua capacidade de interpretar sinais de mercado, os analistas financeiros desempenham um papel relevante ao apoiar os proprietários do capital e os investidores na obtenção de *insights* mais profundos sobre as perspectivas das firmas (Chen et al., 2017; Dalmácio et al., 2013; Singla et al., 2023). As previsões de lucros dos analistas podem oferecer informações adicionais e de alta qualidade sobre os fatores que contribuem para a variação transversal na relevância relativa dos lucros e do valor contábil na explicação do valor de mercado das firmas (Ou & Sepe, 2002; Schaberl, 2016; Johnston et al., 2021). No entanto, a qualidade das previsões dos analistas deve ser considerada, em especial o erro de previsão de lucros no consenso das previsões e a reação do mercado quando os resultados efetivos das firmas são anunciados.

As previsões dos analistas costumam apresentar viés positivo. Esse viés pode diminuir a utilidade dessas informações nos processos de tomada de decisão de investimento, visto que os investidores podem desconsiderar recomendações (Jha et al., 2003). A literatura indica que previsões com viés otimista podem gerar reações negativas do mercado, diminuir a credibilidade das previsões dos analistas e levar investidores a formarem expectativas excessivamente positivas sobre o desempenho das firmas (Abarbanell & Lehavy, 2003; Schaberl, 2016). Nesse sentido, propõe-se a seguinte hipótese:

H2: Erros de previsão de lucros com viés otimista estão associados a impactos negativos sobre os preços das ações das firmas.

A literatura evidencia diferenças significativas na qualidade dos lucros entre diferentes ECVs (Almeida & Kale, 2024; Bandeira & Almeida, 2024; Lima et al., 2015; Jaggi et al., 2022; Ribeiro et al., 2024; Xie et al., 2022). Essas diferenças podem afetar os erros de previsão dos analistas, uma vez que a qualidade dos lucros está associada a previsões mais precisas (Akintoye et al., 2016). Em contraste, informações de menor qualidade ou níveis mais elevados de incerteza levam a erros de previsão mais significativos. A precisão das previsões de lucros dos analistas pode ser condicionada pelos ECVs da firma (Al Hadi & Alazzani, 2025; Oliveira & Girão, 2018; Pain & Bianchi, 2025), afetando as respostas dos investidores a essas informações em diferentes estágios. Tanto no estágio inicial quanto no final, o impacto dos ECVs sobre os erros de previsão dos analistas tende a ser mais crítico (Al Hadi & Alazzani, 2025; Oliveira & Girão, 2018).

Os ECVs também podem afetar a forma como o mercado reage a diferentes medidas de desempenho, que são indicadores-chave do valor da firma (Habib & Hasan, 2019; Jenkins et al., 2004; Park & Chen, 2006). Além disso, a relevância dos componentes do lucro na explicação do valor da firma pode variar dependendo do ECV (Jenkins et al., 2004). Estudos sugerem que as informações contábeis e as previsões de lucros dos analistas têm *value relevance*, mas de maneiras distintas, a depender do ECV (Dickinson et al., 2018). As previsões dos analistas desempenham um papel importante na avaliação de firmas em contextos com divulgação financeira restrita (Covrig & Low, 2005).

No entanto, a literatura deixa lacunas quanto à *value relevance* dos erros de previsão e aos efeitos dos ECVs sobre sua significância. Como os níveis de incerteza flutuam ao longo dos ECVs, espera-se que a precisão das previsões de lucros dos analistas varie significativamente, dependendo do ECV da firma. Devido à menor incerteza e aos menores riscos relacionados à qualidade das previsões de lucros, espera-se que firmas maduras apresentem uma reação de mercado menos adversa aos erros de previsão após os lucros reais serem anunciados. Isso ocorre porque erros menores tendem a ser observados nesse estágio. Em outras palavras, a redução de problemas de qualidade nas previsões dos analistas para empresas maduras, em comparação com outros estágios do ciclo de vida, pode atenuar a associação entre erros de consenso de previsão e a resposta do mercado aos lucros reportados. Em contraste, as firmas nos estágios inicial e final do ciclo de vida, como crescimento e declínio, enfrentam maior incerteza e desempenho menos estável, tornando os erros de previsão mais esperados e menos informativos. Portanto, é possível que o mercado reaja menos intensamente à menor qualidade das previsões dos analistas nesses estágios. Assim, a seguinte hipótese é proposta:

H3: O efeito negativo dos erros otimistas de previsão de lucros sobre os preços das ações é atenuado para empresas no estágio de maturidade.

3 Metodologia

Utilizamos uma amostra de empresas listadas na B3 S.A. Brasil, Bolsa, Balcão (B3), no período de 2010 a 2022. Os dados financeiros, de mercado e de projeção de lucro por ação (LPA) foram obtidos no banco de dados Refinitiv Eikon®, atualmente denominado LSEG Workspace®. O período de análise teve início em 2010, primeiro ano de adoção completa das IFRS no Brasil. Nossa amostra inicial foi composta de 1.915 observações firma-ano com cobertura de analistas e projeções de LPA disponíveis no Refinitiv Eikon®. Essa amostra foi reduzida pela exclusão de empresas do setor financeiro (16%), devido às suas regulamentações contábeis e estrutura de capital específicas (Hasan et al., 2015; Lima et al., 2015). Também foram excluídas empresas com patrimônio líquido negativo (3%), pagamento de dividendos negativo (10%) e casos com dados ausentes, incluindo preço de fechamento um dia após a divulgação do balanço (8%), despesas de capital (3%) e data de constituição (2%). Além disso, observações insuficientes para estimar os quintis setoriais (8%), conforme o modelo de Park e Chen (2006), também foram descartadas. Assim, obtivemos uma amostra final composta por um painel desbalanceado de 956 observações firma-ano referentes a 176 empresas.

Os ECVs foram classificados com base no modelo de Park e Chen (2006), que agrupa as empresas em três estágios: crescimento, maturidade e declínio. Esse modelo utiliza variáveis contábeis: despesas de capital (CEV), crescimento de vendas (SG), *payout* de dividendos (DP) e idade da empresa (AGE) (Anthony & Ramesh, 1992), para compor um índice que posiciona as empresas em relação a seus pares do setor. Esse índice é, então, utilizado para determinar a classificação das empresas nos ECVs. A Tabela 1 apresenta as *proxies* empregadas no cálculo das variáveis do modelo.

Tabela 1

Variáveis do modelo de Park e Chen (2006) para identificação do ciclo de vida

Variáveis	Código	Proxies
Despesas de Capital	CEV	$\text{Capex}_{it} / \text{Patrimônio Líquido Total}_{it} * 100$
Crescimento das Vendas	SG	$(\text{Vendas Líquidas}_{it} - \text{Vendas Líquidas}_{it-1}) / \text{Vendas Líquidas}_{it-1} * 100$
Payout de Dividendos	DP	$\text{Pagamento de Dividendos}_{it} / \text{Lucro Líquido}_{it} * 100$
Idade da Firma	AGE	Ano Corrente – Ano de Constituição

Fonte: adaptado de Park e Chen (2006).

As despesas de capital (CEV) e o crescimento das vendas (SG) refletem as atividades de investimento e expansão de uma firma, típicas do estágio de crescimento no ciclo de vida (Anthony & Ramesh, 1992; Park & Chen, 2006). O *payout* de dividendos (DP) indica a política de dividendos; *payouts* mais elevados são geralmente observados em empresas maduras que distribuem lucros estáveis, enquanto *payout* mais baixos ocorrem tanto em firmas em crescimento, que reinvestem lucros, quanto em firmas em declínio, que enfrentam restrições financeiras (Anthony & Ramesh, 1992; Park & Chen, 2006). Além disso, a idade da firma (AGE) funciona como *proxy* de maturidade corporativa, uma vez que firmas mais antigas têm maior probabilidade de estar em estágios de maturidade ou declínio (Faff et al., 2016; Park & Chen, 2006). Essas variáveis servem como base para categorização das firmas de acordo com seu estágio no ciclo de vida. Com base nas variáveis apresentadas na Tabela 1, o método proposto por Park e Chen (2006) requer que as empresas sejam segmentadas por setor para identificar quintis setoriais para os quatro *proxies*, gerando, assim, um índice de classificação. A pontuação combinada desse índice varia de 4 a 20 pontos (Park & Chen, 2006). A Tabela 2 apresenta o método de categorização.

Tabela 2

Índice de classificação segundo o modelo de Park e Chen (2006)

Quintis		Variáveis			
		DP	SG	CEV	AGE
1º quintil	0% – 20%	5(1) ¹	1	1	5
2º quintil	20% – 40%	4(2) ¹	2	2	4
3º quintil	40% – 60%	3	3	3	3
4º quintil	60% – 80%	3	4	4	2
5º quintil	80% – 100%	3	5	5	1

¹Nota: Em relação à classificação, é importante destacar que um baixo *payout* de dividendos pode indicar tanto grandes oportunidades de crescimento quanto problemas de liquidez. No entanto, embora um *payout* de dividendos baixo em uma firma em estágio de declínio possa estar associado a problemas de liquidez, isso é improvável para uma firma que se enquadra no quintil mais alto de crescimento de vendas ou de despesas de capital (Park & Chen, 2006). Portanto, se a pontuação total de AGE, SG e CEV for baixa (abaixo de 7) e a pontuação de DP for 5 (ou 4), é feito um ajuste, atribuindo-se uma pontuação de 1 (ou 2) para DP em observações classificadas no estágio de declínio (Park & Chen, 2006).

Fonte: adaptado de Park e Chen (2006).

Para cada ano em análise, as firmas são classificadas em um dos três estágios do ciclo de vida. Firms com pontuação combinada entre 16 e 20 são classificadas no estágio de crescimento; firmas com pontuação combinada entre 9 e 15 são classificadas no estágio de maturidade; e firmas com pontuação combinada entre 4 e 8 são classificadas no estágio de declínio (Park & Chen, 2006).

Medimos o erro de previsão dos analistas financeiros como a diferença entre o lucro por ação efetivo (LPA real) e o consenso mediano das previsões de lucro por ação (LPA previsto), escalonado pelo preço da ação no fim do ano fiscal. Seguindo a literatura (Chen et al., 2017; Dalmácio et al., 2013; Karamanou, 2012; Oliveira & Girão, 2018), utilizamos o valor absoluto dos erros de previsão. Para identificar o viés de previsão, utilizamos o LPA real da firma *i* no ano *t* como referência. Se o LPA real for menor que a previsão mediana do LPA, isso sugere um viés otimista no erro de previsão. As definições de todas as variáveis utilizadas são apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3

Medidas variáveis

Variáveis	Medição	Autores
Painel A – Variáveis no Modelo 1		
Dependente		
$ ERRO _{it}$	$ (LPA^{real} - LPA^{previsão}) / P_{it-1}$	Chen et al., (2017), Chourou et al. (2021), Dalmácio et al., (2013), Karamanou (2012), e Oliveira e Girão (2018)
Independente		
$Maturity_{it}$	<i>Dummy</i> assume valor igual a 1 para firmas no estágio de maturidade e 0 caso contrário.	Lima et al. (2015), Park e Chen (2006), e Ribeiro et al. (2024)
$Optm_{it}$	<i>Dummy</i> assume valor igual a 1 quando a previsão é otimista e 0 caso contrário.	Almeida e Dalmácio (2015) e Dalmácio et al. (2013)
$Disp_{it}$	Dispersão da previsão do analista, medida como o desvio-padrão do lucro por ação (LPA) previsto.	Dalmácio et al. (2013) e Karamanou (2012)
$Size_{it}$	Logaritmo natural do ativo total.	Brown (1997), Dalmácio et al. (2013) e Shan et al. (2023)
$Coverage_{it}$	Logaritmo natural do número de analistas que acompanham a firma durante o ano.	Almeida e Dalmácio (2015), Brown (1997), Chourou et al. (2021) e Shan et al. (2023)
$Market-to-Book_{it}$	Razão entre o valor de mercado e o valor contábil da firma i no tempo t .	Almeida e Dalmácio (2015) e Dalmácio et al. (2013)
$Loss_{it}$	<i>Dummy</i> assume valor igual a 1 quando o resultado real para a firma é prejuízo e 0 caso contrário.	Almeida e Dalmácio (2015), Chourou et al. (2021), e Dalmácio et al. (2013)
Painel B – Variáveis no Modelo 2		
Dependente		
P_{it+1}	Preço por ação após divulgação do balanço.	Ohlson (1995)
Independente		
$BVPS_{it}$	Valor contábil do patrimônio líquido por ação, subtraído do lucro líquido do período t	Ohlson (1995)
EPS_{it}	Lucro líquido por ação	Ohlson (1995)
$ ERRO _{it}$	$ (LPA^{real} - LPA^{previsão}) / P_{it-1}$	Chen et al. (2017), Chourou et al. (2021), Dalmácio et al., (2013), Karamanou (2012) e Oliveira e Girão (2018)

Fonte: elaborado pelos autores.

Testamos nossas hipóteses usando os modelos econométricos apresentados nas Equações 1 e 2. O primeiro modelo visa identificar os efeitos do ciclo de vida da firma sobre os erros de previsão dos analistas, controlando por outros determinantes destacados na literatura (Almeida & Dalmácio, 2015; Dalmácio et al., 2013; Karamanou, 2012; Novaes et al., 2018; Oliveira & Girão, 2018; Oliveira & Coelho, 2018). Esse modelo inclui efeitos fixos para a indústria, pois a literatura sugere que $|ERRO|_{it}$ tende a variar entre as indústrias (Brown, 1997). Além disso, as interações entre o estágio de maturidade e o tipo de viés de previsão com alguns desses determinantes foram incorporadas ao modelo. A variável *Maturity* é uma *dummy* que assume valor igual a 1 para observações firma-ano classificadas no estágio de maturidade e 0 caso contrário. Portanto, o coeficiente β_1 captura o efeito principal de estar no estágio de maturidade sobre os erros de previsão de lucros. Um β_1 negativo e estatisticamente significativo daria suporte a H1, indicando que firmas maduras tendem a apresentar magnitudes menores de erro de previsão.

Para testar H2 e H3, usamos o modelo apresentado na Equação (2), que é uma adaptação do modelo de Ohlson (1995), projetado para avaliar a influência dos erros de previsão dos analistas sobre os preços das ações. Esse modelo também é estimado separadamente por ECV, a fim de captar os efeitos diferenciais entre os ECVs. O modelo inclui ainda o termo de interação $Optim_{it} * |ERRO|_{it}$, que captura se o mercado reage de forma distinta aos erros de previsão quando estes apresentam viés otimista. H2 é testada por meio da análise do coeficiente deste termo de interação. Um coeficiente negativo e estatisticamente significativo indicaria que os preços das ações respondem mais negativamente aos erros de previsão quando estes apresentam viés otimista, apoiando a hipótese de que o otimismo amplifica o efeito adverso de avaliação associado à menor qualidade da previsão dos analistas. H3 é avaliada estimando-se o modelo separadamente para firmas no estágio de maturidade e para aquelas em outros estágios do ciclo de vida. Se o impacto negativo dos erros de previsão otimistas sobre os preços das ações for menos pronunciado ou insignificante na subamostra de maturidade em comparação com outros estágios, isso apoiaria a hipótese de que a maturidade atenua a penalidade de mercado associada a previsões com viés otimista.

$$|ERRO|_{it} = \beta_0 + \beta_1 Maturity_{it} + \beta_2 Optim_{it} + \beta_3 (Optim_{it} * Maturity_{it}) + \beta_4 Disp_{it} + \beta_5 (Optim_{it} * Disp_{it}) + \beta_6 (Optim_{it} * Maturity_{it} * Disp_{it}) + \beta_7 Size_{it} + \beta_8 (Optim_{it} * Size_{it}) + \beta_9 Coverage_{it} + \beta_{10} (Optim_{it} * Coverage_{it}) + \beta_{11} Market-to-Book_{it} + \beta_{12} (Optim_{it} * Market-to-Book_{it}) + \beta_{13} Loss_{it} + \gamma Year_t + \delta Industry_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$P_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 BVPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 |ERRO|_{it} + \beta_4 Optim_{it} + \gamma Year_t + \delta Industry_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Para aumentar a robustez dos resultados, empregamos diferentes abordagens na estimação da Equação 1. Primeiro, estimamos o modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com efeitos fixos de setor e ano, controlando a heterogeneidade não observável entre setores e períodos. Em seguida, utilizamos regressão quantílica (Q25, Q50 e Q75) para capturar a heterogeneidade potencial ao longo da distribuição condicional dos erros de previsão, permitindo avaliar se os efeitos do estágio do ciclo de vida diferem entre firmas com erros de previsão menores, medianos e maiores. Por fim, estimamos os modelos pelo estimador *System GMM* (Método dos Momentos Generalizados em Sistema) de duas etapas (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998), visando mitigar potenciais problemas de endogeneidade. Nesse método, valores defasados das variáveis são empregados como instrumentos, permitindo melhor tratamento da endogeneidade e fornecendo estimativas de parâmetros mais consistentes. A validade das estimativas foi avaliada com base na significância das autocorrelações de primeira e segunda ordem e no teste de Hansen, cuja hipótese nula afirma que os instrumentos utilizados são válidos e exógenos. Para o modelo da Equação 2, relatamos apenas os resultados obtidos com o *System GMM*.

4 Resultados empíricos

4.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 4 apresenta estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas análises dos determinantes e da *value relevance* da qualidade das previsões dos analistas. O Painel A mostra estatísticas para a amostra completa de 956 observações firma-ano. Nos Painéis B e C, a amostra é dividida entre observações com viés otimista e pessimista, respectivamente. Já nos Painéis D e E, a divisão é feita de acordo com o estágio do ciclo de vida, distinguindo entre firmas no estágio de maturidade e aquelas em outros estágios.

Tabela 4

Estatística Descritivas

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	p25	Mediana	p75	Máximo
Painel A – Amostra total (956 observações)							
$ ERRO _{it}$	0,062	0,102	0,001	0,013	0,029	0,067	0,694
$Disp_{it}$	0,022	0,024	0,000	0,005	0,014	0,029	0,137
$Size_{it}$	22,123	2,039	8,180	21,237	22,200	23,305	26,753
$Coverage_{it}$	1,947	0,588	0,693	1,609	2,079	2,398	2,773
$Market-to-Book_{it}$	2,157	2,184	0,000	0,843	1,439	2,647	13,258
$Loss_{it}$	0,031	0,174	0	0	0	0	1
P_{it+1}	18,646	29,895	1,214	6,576	11,845	19,533	250,306
$BVPS_{it}$	24,333	96,973	0,232	3,742	7,131	12,529	764,017
EPS_{it}	2,287	7,497	-3,166	0,387	0,892	1,763	67,357
Painel B – Erros de previsões com viés otimista (701 observações)							
$ ERRO _{it}$	0,057	0,094	0,001	0,013	0,028	0,060	0,694
$Disp_{it}$	0,021	0,025	0,000	0,005	0,014	0,028	0,137
$Size_{it}$	22,142	1,833	8,773	21,239	22,19	23,259	26,583
$Coverage_{it}$	1,984	0,563	0,693	1,609	2,079	2,398	2,773
$Market-to-Book_{it}$	2,369	2,369	0,000	0,872	1,542	3,049	13,258
$Loss_{it}$	0,043	0,203	0	0	0	0	1
Painel C – Erros de previsões com viés pessimista (255 observações)							
$ ERRO _{it}$	0,075	0,119	0,001	0,011	0,036	0,084	0,694
$Disp_{it}$	0,023	0,024	0,000	0,005	0,015	0,032	0,129
$Size_{it}$	22,072	2,524	8,180	21,212	22,251	23,416	26,753
$Coverage_{it}$	1,843	0,643	0,693	1,386	2,079	2,398	2,773
$Market-to-Book_{it}$	1,575	1,413	0,000	0,775	1,192	1,857	10,207
$Loss_{it}$	0	0	0	0	0	0	0
Painel D – Firmas maduras (693 observações)							
$ ERRO _{it}$	0,055	0,094	0,001	0,012	0,027	0,059	0,694
$Disp_{it}$	0,020	0,023	0,000	0,005	0,013	0,027	0,137
$Size_{it}$	22,331	1,737	8,180	21,351	22,288	23,459	26,753
$Coverage_{it}$	1,953	0,594	0,693	1,609	2,079	2,398	2,773
$Market-to-Book_{it}$	2,276	2,279	0,000	0,876	1,508	2,815	13,258
$Loss_{it}$	0,022	0,146	0	0	0	0	1
Painel E – Firmas em outros estágios (263 observações)							
$ ERRO _{it}$	0,079	0,118	0,001	0,017	0,04	0,084	0,694
$Disp_{it}$	0,026	0,028	0,000	0,007	0,018	0,035	0,137
$Size_{it}$	21,575	2,603	8,773	20,811	21,846	22,786	26,583
$Coverage_{it}$	1,931	0,572	0,693	1,386	2,079	2,398	2,773
$Market-to-Book_{it}$	1,843	1,878	0,000	0,650	1,267	2,297	13,258
$Loss_{it}$	0,057	0,232	0	0	0	0	1

Nota: Todas as variáveis foram winsorizadas nos percentis 1% e 99%.

Fonte: elaborado pelos autores.

Na Tabela 4, a variável $|ERRO|_{it}$ representa o erro mediano das previsões de lucros consensuais. A média (e a mediana) para a amostra completa, apresentada no Painel A, é de aproximadamente 0,062. Conforme mostrado nos Painéis B e C, observa-se uma predominância de viés otimista entre os analistas, com mais de 70% da amostra seguindo essa tendência, em linha com evidências de estudos anteriores (Dalmácio et al., 2013; Healy & Palepu, 2001; Novaes et al., 2018; Oliveira & Coelho, 2018; Oliveira & Girão, 2018; Ou & Sepe, 2002). No entanto, em média, os erros de previsão são maiores quando o viés é pessimista.

Os painéis D e E apresentam as estatísticas descritivas para firmas no estágio de maturidade e em outros estágios, respectivamente. Observa-se uma menor magnitude média dos erros de previsão e uma menor dispersão das previsões para firmas maduras em comparação com outros estágios (Oliveira & Coelho, 2018; Pain & Bianchi, 2025). Além disso, firmas no estágio de maturidade exibem menor variabilidade de tamanho e uma maior diferença entre valor de mercado e valor contábil em relação às demais.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos testes U de Mann-Whitney que examinam as diferenças entre firmas no estágio de maturidade e em outros estágios, bem como entre vieses otimistas e pessimistas, para as variáveis *ERRO*, *Disp*, *Size*, *Coverage* e *Market-to-Book*. Os resultados indicam diferenças estatisticamente significativas em todas as variáveis, exceto para *Coverage*. Esse achado está alinhado com Moreira et al. (2023), que não identificaram diferenças significativas na cobertura dos analistas entre os estágios do ciclo de vida. Em particular, as firmas no estágio de maturidade apresentam menores magnitudes de erro de previsão e menor dispersão entre as previsões dos analistas, sugerindo maior qualidade das previsões de lucros nesse estágio. Esses resultados corroboram a ideia de que, em comparação com outros estágios caracterizados por maiores níveis de risco e incerteza informacional, as firmas maduras apresentam resultados mais previsíveis e menores níveis de assimetria informacional (Dickinson, 2011; Hasan et al., 2015; Oliveira & Girão, 2018; Pain & Bianchi, 2025; Xie et al., 2022). Além disso, observa-se uma diferença negativa estatisticamente significativa na magnitude dos erros de previsão otimistas em relação aos pessimistas.

Tabela 5

Teste de diferenças entre ECV e por tipo de viés do erro de previsão

Variáveis	Maturidade vs. outros estágios		Viés otimista vs. pessimista	
	Diferença de Média	p-valor	Diferença de Média	p-valor
$ ERRO _{it}$	-0,024***	0,000	-0,018***	0,006
$Disp_{it}$	-0,006***	0,000	-0,002	0,110
$Size_{it}$	0,756***	0,000	0,069	0,320
$Coverage_{it}$	-0,021	0,306	0,141***	0,000
$Market-to-Book_{it}$	0,433***	0,003	0,793***	0,000

Nota: ***, ** e * significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: elaborado pelos autores.

4.2 Principais resultados

A Tabela 6 apresenta os resultados centrais da análise sobre os efeitos do estágio de maturidade nos erros de previsão de lucros dos analistas. O objetivo dessa análise é avaliar o impacto do ECV na qualidade das previsões de lucros.

Tabela 6

Efeito do ciclo de vida nos erros de previsão dos analistas

Variável dependente: $ERRO_{it}$	EF	Q25	Q50	Q75	GMM
$Maturity_{it}$	-0,0367** (0,017)	-0,0054 (0,007)	-0,0220** (0,010)	-0,0161 (0,021)	-0,022*** (0,004)
$Optim_{it}$	-0,1746*** (0,065)	0,0183 (0,026)	-0,1208*** (0,037)	-0,2548*** (0,077)	-0,123*** (0,007)
$Maturity_{it} * Optim_{it}$	0,0490** (0,020)	0,0065 (0,008)	0,0253** (0,011)	0,0191 (0,024)	0,034*** (0,003)
$Disp_{it}$	0,8613* (0,491)	0,8278*** (0,197)	0,8412*** (0,287)	0,6320 (0,591)	0,246*** (0,075)
$Optim_{it} * Disp_{it}$	1,9321*** (0,206)	0,8928*** (0,080)	1,5846*** (0,117)	2,7562*** (0,242)	2,611*** (0,050)
$Maturity_{it} * Disp_{it}$	1,1582** (0,532)	-0,0861 (0,214)	0,6755** (0,312)	1,8333*** (0,642)	1,808*** (0,094)
$Optim_{it} * Maturity_{it} * Disp_{it}$	-0,2989 (0,280)	-0,1223 (0,113)	-0,4261*** (0,165)	-0,8288** (0,339)	-0,967*** (0,109)
$Size_{it}$	-0,0125*** (0,002)	-0,0011 (0,001)	-0,0062*** (0,001)	-0,0110*** (0,003)	-0,008*** (0,001)
$Optim_{it} * Size_{it}$	-0,0077*** (0,002)	-0,0024*** (0,001)	-0,0024** (0,001)	-0,0013 (0,002)	-0,004*** (0,001)
$Coverage_{it}$	-0,0243** (0,010)	-0,0060 (0,004)	-0,0087 (0,006)	-0,0093 (0,012)	-0,029*** (0,002)
$Optim_{it} * Coverage_{it}$	-0,0247*** (0,006)	-0,0016 (0,002)	-0,0067* (0,004)	-0,0163** (0,007)	-0,043*** (0,003)
$Market-to-Book_{it}$	-0,0060 (0,004)	0,0007 (0,002)	-0,0031 (0,002)	-0,0040 (0,005)	-0,003*** (0,001)
$Optim_{it} * Market-to-Book_{it}$	0,0014 (0,002)	0,0004 (0,001)	0,0002 (0,001)	-0,0001 (0,002)	0,001 (0,000)
$Loss_{it}$	0,1496*** (0,016)	0,0604*** (0,006)	0,0587*** (0,009)	0,2703*** (0,019)	0,180*** (0,008)
Constante	0,3939*** (0,050)	0,0409** (0,019)	0,1955*** (0,028)	0,3287*** (0,058)	0,259*** (0,023)
Efeito fixo de setor	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	956	956	956	956	956
Firmas	176	176	176	176	176
Wald χ^2 (p-valor)	-	-	-	-	0,000
Teste F (p-valor)	0,000	-	-	-	-
Teste de Arellano-Bond – AR1 (p-valor)	-	-	-	-	0,019
Teste de Arellano-Bond – AR2 (p-valor)	-	-	-	-	0,237
Teste de Hansen (p-valor)	-	-	-	-	0,762

Nota: EF (Efeitos Fixos) representa os resultados estimados por meio de MQO, controlando os efeitos fixos de ano e setor. Q25, Q50 e Q75 representam os resultados estimados por meio da regressão quantílica nos percentis 25, 50 e 75, respectivamente. ***, ** e * representam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrão entre parênteses. Todas as variáveis contínuas foram winsorizadas nos percentis 1% e 99%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Primeiramente, exploramos os resultados estimados com efeitos fixos (EF) na Tabela 6. Esses resultados indicam um coeficiente negativo estatisticamente significativo para a variável *dummy* de maturidade, confirmando que firmas maduras apresentam menores erros de previsão. A variável *dummy* de otimismo também apresenta coeficiente negativo e significativo, sugerindo que previsões otimistas estão associadas a menores erros do que previsões pessimistas. No entanto, a interação entre maturidade e otimismo apresenta coeficiente positivo, indicando que a magnitude dos erros de previsão otimistas aumenta para firmas no estágio de maturidade.

Em segundo lugar, exploramos o efeito da distribuição condicional da variável dependente usando regressão quantílica (Q25, Q50 e Q75), que revelam importante heterogeneidade na distribuição de erros de previsão. Em Q25, a variável *dummy* de maturidade não é estatisticamente significativa, sugerindo que o efeito da maturidade é menos evidente entre firmas com menores erros de previsão. Em Q50, a maturidade se torna negativa e significativa, e o efeito permanece em Q75, ainda que com menor magnitude. Esses achados indicam que o estágio de maturidade reduz os erros de previsão, particularmente nas partes média e superior da distribuição, sugerindo que os benefícios da redução da assimetria informacional e da maior persistência dos lucros no estágio maduro (Dickinson, 2011; Hasan et al., 2015; Oliveira & Girão, 2018) são especialmente relevantes em contextos nos quais os erros de previsão são mais elevados.

Por fim, os principais resultados da Tabela 6, utilizando a abordagem GMM, apresentam um efeito médio negativo estatisticamente significativo da variável *dummy* de maturidade. Essa relação negativa com a medida de erros de previsão reforça que firmas no estágio de maturidade apresentam menores erros de previsão. A variável *dummy* de otimismo também apresenta um coeficiente negativo estatisticamente significativo, sugerindo que erros de previsão com viés otimista tendem a ser menores do que aqueles com viés pessimista. Esse achado está em linha com evidências anteriores, que indicam que previsões otimistas são, em média, mais precisas (Almeida & Dalmácio, 2015).

No entanto, a interação entre as variáveis *dummies* de maturidade e de otimismo apresenta coeficiente positivo, de menor magnitude em comparação à variável *dummy* de otimismo isoladamente. Esse resultado sugere que a magnitude dos erros de previsão otimista tende a aumentar em firmas no estágio de maturidade. Tal efeito pode ser explicado pelos seguintes fatores: expectativas de maior lucratividade e persistência dos resultados nesse estágio (Dickinson, 2011; Lima et al., 2015); tendência das firmas de divulgar informações mais favoráveis (Oliveira & Monte-Mor, 2022); e viés otimista apresentado por analistas financeiros (Dalmácio et al., 2013; Healy & Palepu, 2001; Novaes et al., 2018; Oliveira & Coelho, 2018; Oliveira & Girão, 2018; Ou & Sepe, 2002).

No geral, as previsões dos analistas para firmas maduras apresentam maior qualidade, conforme indicado pela menor magnitude de seus erros de previsão. Esse achado corrobora a expectativa de que a redução da assimetria informacional e a maior persistência dos resultados no estágio de maturidade (Dickinson, 2011; Hasan et al., 2015; Oliveira & Girão, 2018; Pain & Bianchi, 2025) levam a menores erros de previsão, mesmo no caso de previsões otimistas. Assim, a primeira hipótese (H1) não é rejeitada, visto que o ambiente operacional mais estável e a maior persistência dos resultados das firmas no estágio de maturidade estão associados a menores erros de previsão (Dickinson, 2011; Hasan et al., 2015; Oliveira & Girão, 2018; Pain & Bianchi, 2025).

Em relação às variáveis de controle, observa-se uma relação positiva entre a *dummy* de perdas e $|ERRO|_{it}$, indicando que firmas com lucros negativos tendem a apresentar erros de previsão maiores. Assim, nossos resultados corroboram evidências anteriores, que demonstram uma relação negativa entre perdas das firmas e acurácia das previsões (Dalmácio et al., 2013; Oliveira & Girão, 2018).

Observa-se um coeficiente positivo para a dispersão das previsões dos analistas, indicando que uma maior dispersão está associada a erros de previsão mais elevados. Esse achado corrobora evidências anteriores sobre o efeito negativo da dispersão das previsões na qualidade das estimativas de lucros dos analistas (Dalmácio et al., 2013). Esse efeito mostra-se mais pronunciado em firmas maduras e em previsões com viés otimista, conforme refletido nos coeficientes de interação entre a *dummy* de maturidade, a dispersão e a *dummy* de otimismo. Conforme evidências anteriores, a cobertura dos analistas apresenta coeficiente negativo e estatisticamente significativo (Dalmácio et al., 2013; Oliveira & Girão, 2018). Além disso, maior cobertura dos analistas está associada a uma redução mais acentuada na magnitude dos erros de previsão otimistas.

A Tabela 7 apresenta os principais resultados do modelo de *value relevance*. O objetivo foi analisar os efeitos dos erros de previsão de lucros na resposta do mercado, mensurada pelos preços das ações na data do anúncio dos lucros. Os resultados são apresentados para três modelos de *value relevance*: na Coluna 1, a variável $|ERRO|_{it}$ e a *dummy* de otimismo são adicionadas ao modelo proposto por Ohlson (1995), enquanto nas Colunas 2 e 3, esse modelo é estimado separadamente para firmas maduras e para firmas em outros estágios, respectivamente. Esses resultados foram obtidos por meio do estimador *System GMM* (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998).

Tabela 7

Efeito do estágio de maturidade na *value relevance* dos erros de previsão

Variável Dependente: P_{t+1}	Amostra total	Maturidade	Outros estágios
BVPS _{it}	0,035*** (0,006)	-0,168 (0,171)	0,132*** (0,011)
EPS _{it}	1,744*** (0,102)	0,818** (0,390)	1,442*** (0,153)
$ ERRO _{it}$	-9,419 (7,350)	-9,032 (14,995)	-42,142** (17,075)
Optim _{it}	9,892*** (2,089)	7,823*** (2,099)	2,502** (0,980)
Optimit * $ ERRO _{it}$	-69,589*** (10,659)	-100,244*** (33,146)	16,440 (24,327)
Constante	13,234*** (3,137)	24,102*** (5,649)	15,803*** (5,641)
Efeito fixo de setor	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim
Observações	956	693	263
Firmas	176	157	111
Wald χ^2 (p-valor)	0,000	0,000	0,000
Teste de Arellano-Bond – AR1 (p-valor)	0,005	0,043	0,003
Teste de Arellano-Bond – AR2 (p-valor)	0,551	0,920	0,300
Teste de Hansen (p-valor)	0,266	0,750	0,273

Nota: ***, ** e * representam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erro-padrão em parênteses. Todas as variáveis contínuas foram winsorizadas nos percentis 1% e 99%.

Fonte: elaborado pelos autores.

Para os resultados do modelo geral, apresentados na Tabela 7 e utilizados na análise da segunda hipótese (H2), as variáveis tradicionais do modelo de *value relevance*, conforme Ohlson (1995), apresentam relação positiva e estatisticamente significativa com os preços das ações, como esperado (Ohlson, 1995; Tan & Lim, 2007). Quanto às variáveis adicionais incluídas no modelo (erro de previsão do LPA e a *dummy* de otimismo), observa-se um coeficiente positivo e significativo para a *dummy* de otimismo, sugerindo que, em média, firmas cujas previsões dos analistas apresentam viés otimista têm preços de ações mais altos do que aquelas associadas a viés pessimista.

Quando analisada isoladamente, a variável $|ERRO|_{it}$ não apresenta coeficiente estatisticamente significativo. No entanto, ao interagir com a *dummy* otimismo, observa-se um coeficiente negativo e significativo, sugerindo que, em média, o mercado reage negativamente apenas ao viés otimista nos erros de previsão de consenso dos analistas na data do anúncio. Esses achados indicam a relevância informacional das previsões dos analistas, uma vez que os erros de previsão, pelo menos aqueles com viés otimista, estão significativamente associados aos preços das ações (Covrig & Low, 2005; Healy & Palepu, 2001; Karamanou, 2012; Tan & Lim, 2007). No entanto, o mercado de capitais brasileiro é caracterizado por informações menos precisas e maior assimetria informacional (Mikosz et al., 2019), o que pode explicar por que os erros de previsão pessimistas não são precificados. Em princípio, pode-se esperar que tais erros tenham um efeito positivo nos preços das ações após o anúncio dos resultados anuais.

Algumas descobertas interessantes emergem quando a amostra é separada entre firmas maduras e aquelas em outros estágios. Considerando as variáveis de base ($BVPS_{it}$ e EPS_{it}) para a amostra de empresas maduras, os lucros apresentam resultados estatisticamente significativos, sugerindo maior *value relevance* dos lucros para firmas nesse estágio. Além disso, observa-se uma reação adversa mais intensa do mercado a erros de previsão com viés otimista. Esses resultados fornecem evidências importantes sobre a hipótese H3, pois se esperava que o efeito negativo do viés otimista dos erros de previsão de lucros sobre os preços das ações fosse atenuado para firmas maduras. No entanto, ao contrário do esperado, o coeficiente para o termo de interação permanece significativamente negativo na subamostra de maturidade ($-100,24^{***}$) e ainda mais negativo do que na amostra completa. Em contraste, essa interação torna-se estatisticamente insignificante no grupo de firmas em outros estágios do ciclo de vida. Esses achados sugerem que, em vez de atenuar a penalidade do mercado, o estágio de maturidade amplifica o efeito adverso dos erros de previsão otimistas sobre os preços das ações. Portanto, a H3 não é suportada.

Além disso, esses achados estão alinhados com evidências de que os ECVs das firmas afetam a forma como o mercado responde a diferentes medidas de desempenho (Habib & Hasan, 2019; Jenkins et al., 2004; Park & Chen, 2006) e corroboram estudos que vinculam o ciclo de vida à *value relevance* dos componentes dos lucros (Jenkins et al., 2004). No entanto, dada a menor incerteza e a melhor qualidade das previsões de lucros nessa fase, havia a expectativa de que a reação do mercado aos erros de previsão de consenso dos analistas fosse mais fraca. Uma possível explicação para essa reação mais intensa é que, nesse estágio, os investidores atribuem maior peso às informações dos analistas e aos lucros do que ao valor contábil do patrimônio líquido (Dickinson et al., 2018; Jenkins et al., 2004). Consequentemente, quando os lucros reportados ficam aquém da estimativa de LPA de consenso, a reação do mercado tende a ser mais pronunciada.

Para firmas em outros ECVs, que geralmente estão associados a maiores níveis de incerteza e pior qualidade de previsão dos analistas (Almeida & Kale, 2024; Fodor et al., 2024; Hasan et al., 2015; Oliveira & Girão, 2018), o mercado reage negativamente aos erros de previsão de lucros, independentemente do viés dos analistas, embora com menor intensidade. Esse achado também pode ser explicado pela menor relevância informacional das previsões nos estágios iniciais e finais do ciclo de vida (Dickinson et al., 2018), em que a qualidade dos lucros tende a ser menor, e os resultados, mais incertos (Almeida & Kale, 2024; Biswas et al., 2022; Habib & Hasan, 2019; Lima et al., 2015; Ribeiro et al., 2024). Nesses estágios, os erros de previsão são mais esperados e menos informativos, dada a maior volatilidade no desempenho e os maiores níveis de risco. Consequentemente, o mercado reage de forma menos intensa a tais erros, em contraste com o estágio de maturidade, em que a melhor qualidade dos lucros e a maior previsibilidade amplificam a sensibilidade do mercado a desvios nas expectativas dos analistas (Al Hadi & Alazzani, 2025; Almeida & Kale, 2024; Biswas et al., 2022; Dickinson, 2011; Oliveira & Girão, 2018). Portanto, os ECVs fornecem informações relevantes que afetam tanto a qualidade das previsões dos analistas quanto a forma como o mercado responde quando a qualidade das previsões é comprometida.

5 Conclusão

Nesse estudo, analisamos os efeitos dos ECVs nos erros de previsão de lucros e sua *value relevance*. O objetivo foi compreender o impacto do ciclo de vida – particularmente o estágio de maturidade – na qualidade das previsões dos analistas. Além disso, examinamos os efeitos da qualidade dessas previsões sobre os preços das ações conforme o ECV da firma. Nossos resultados mostram que firmas maduras estão associadas a menores erros de previsão de lucro por ação (LPA). Esses achados estão alinhados com estudos anteriores, que apontam para a redução da assimetria informacional e a maior persistência dos lucros durante o estágio de maturidade (Dickinson, 2011; Hasan et al., 2015; Oliveira & Girão, 2018). Análises adicionais, incluindo um termo de interação com a *dummy* para viés de previsão, revelam *insights* importantes. Especificamente, a atenuação dos erros de previsão durante a maturidade decorre da redução de erros com viés otimista. Assim, as características do estágio de maturidade afetam positivamente a qualidade da previsão dos analistas, principalmente pela redução do viés pessimista, corroborando nossa primeira hipótese (H1).

Em relação ao modelo de *value relevance*, maiores erros de previsão de lucros estão associados a uma reação adversa do mercado aos anúncios de resultados das firmas, mas apenas quando as previsões apresentam viés otimista, em linha com a H2. Além disso, esse efeito é predominante entre firmas maduras. Portanto, os resultados sugerem que os investidores reagem negativamente aos erros de previsão otimistas e que essa reação varia conforme o estágio do ciclo de vida. Quanto à H3, os resultados não indicam que o estágio de maturidade atenua a reação adversa do mercado a erros de previsão otimistas. Pelo contrário, o efeito se mostra mais intenso nesse estágio. Esses achados sugerem que a maior credibilidade atribuída às previsões dos analistas no estágio de maturidade amplifica a reação do mercado a desvios, reforçando o importante papel informacional dos ECVs.

Esses achados têm implicações importantes. Para pesquisadores acadêmicos, ampliamos a literatura ao examinar conjuntamente os erros de previsão de lucros dos analistas e sua *value relevance* no contexto do estágio ciclo de vida (ECV) das firmas, uma área ainda pouco explorada em mercados emergentes. Além disso, os resultados evidenciam que o ambiente informacional do estágio de maturidade melhora a qualidade das previsões dos analistas, mas também intensifica a reação do mercado a previsões tendenciosas. Para os investidores, os resultados ressaltam a importância de maior cautela ao interpretar previsões otimistas em firmas maduras. Para analistas financeiros e gestores corporativos, reforçam-se a importância da transparência e a precisão na comunicação de previsões. Por fim, os resultados trazem implicações regulatórias, ao demonstrar como vieses nas previsões podem afetar as reações do mercado, especialmente em economias caracterizadas por menor precisão informacional e maior assimetria, como o Brasil.

Finalmente, a generalização desses achados deve ser interpretada com cautela, uma vez que certas restrições amostrais foram necessárias devido à disponibilidade de dados para a construção de algumas variáveis e à ausência de dados de previsão de LPA. Nem todas as empresas listadas na B3 possuem dados de previsão de lucros disponíveis no banco de dados Refinitiv Eikon®. Além disso, os resultados estão sujeitos às limitações do modelo de classificação do ciclo de vida da firma em capturar com precisão o estágio de desenvolvimento de uma firma. A literatura ressalta que identificar os ECVs de uma firma é uma tarefa complexa, com limitações inerentes (Dickinson, 2011; Dickinson et al., 2018; Frezatti et al., 2017; Habib & Hasan, 2019). Pesquisas futuras poderiam aprofundar essas limitações e analisar o impacto do ciclo de vida na *value relevance* de outras medidas de qualidade das informações fornecidas por analistas financeiros. Outras possibilidades incluem analisar como aspectos específicos do ambiente informacional, como a qualidade dos lucros, a comparabilidade das demonstrações financeiras ou o gerenciamento de resultados, podem influenciar a *value relevance* dos erros de previsão dos analistas.

Referências

- Abarbanell, J., & Lehavy, R. (2003). Biased forecasts or biased earnings? The role of reported earnings in explaining apparent bias and over/underreaction in analysts' earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics*, 36(1-3 SPEC. ISS.), 105–146. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2003.11.001>
- Akintoye, I., Jayeoba, O., Olayinka, I., & Kwarbai, J. (2016). Value of Accounting Numbers and Analysts' Forecast Errors. *Inter. J. Res. Methodol. Soc. Sci*, 2(3), 17–33. <https://doi.org/10.5281/zenodo.1321597>
- Al Hadi, A., & Alazzani, A. (2025). Corporate Life Cycles and Analyst Recommendations. *Journal of Corporate Accounting & Finance*, 36, 137–151. <https://doi.org/10.1002/jcaf.22778>
- Almand, A., Cantrell, B., & Dickinson, V. (2023). Accruals and firm life cycle: Improving regulatory earnings management detection. *Advances in Accounting*, 60(January), 100642. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2023.100642>
- Almeida, J. E. F. de, & Dalmácio, F. Z. (2015). The Effects of Corporate Governance and Product Market Competition on Analysts' Forecasts: Evidence from the Brazilian Capital Market. *The International Journal of Accounting*, 50(3), 316–339. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2015.07.007>
- Almeida, J. E., & Kale, D. (2024). Firm life cycle and accrual quality. *Advances in Accounting*, 67, 100762. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2024.100762>
- Anthony, J. H., & Ramesh, K. (1992). Association between accounting performance measures and stock prices. A test of the life cycle hypothesis. *Journal of Accounting and Economics*, 15(2–3), 203–227. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(92\)90018-W](https://doi.org/10.1016/0165-4101(92)90018-W)
- Ball, R., & Brown, P. (2019). Ball and Brown (1968) after fifty years. *Pacific Basin Finance Journal*, 53, 410–431. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2018.12.008>
- Bandeira, A. M., & Almeida, J. E. F. D. (2024). Effects of firm life cycle on matching and accrual quality. *Revista Contabilidade & Finanças*, 35(96), e1817. <https://doi.org/10.1590/1808-057x20241817.en>
- Banker, R. D., Huang, R., Natarajan, R., & Zhao, S. (2019). Market valuation of intangible asset: Evidence on SG&A expenditure. *The Accounting Review*, 94(6), 61–90. <https://doi.org/10.2308/accr-52468>
- Bansal, M. (2024). Do shifting practices vary across the firm life cycle? *Australian Journal of Management*, 49(2), 142–169. <https://doi.org/10.1177/03128962221131353>
- Barth, M. E., Li, K., & McClure, C. G. (2023). Evolution in *Value Relevance* of Accounting Information. *The Accounting Review*, 98(1), 1–28. <https://doi.org/10.2308/TAR-2019-0521>

- Brown, L. D. (1997). Analyst forecasting errors: Additional evidence. *Financial Analysts Journal*, 53(6), 81–88. <https://doi.org/10.2469/faj.v53.n6.2133>
- Carvalho, L., Resende, P. H. M., & Pimenta, M. L. (2024). A Relação Entre a Intangibilidade e o Desempenho: Um Estudo Comparativo entre Empresas do Brasil e dos Estados Unidos. *Pensar Contábil*, 25(88). <http://www.atena.org.br/revista/ojs-2.2.3-06/index.php/pensarcontabil/article/view/4247>
- Chen, S. K., Chang, Y.-L., & Fu, C.-J. (2010). The impact of life cycle on the of financial performance measures. *Advances in Business and Management Forecasting*, 7, 37–58. [https://doi.org/10.1108/S1477-4070\(2010\)0000007006](https://doi.org/10.1108/S1477-4070(2010)0000007006)
- Chen, T., Xie, L., & Zhang, Y. (2017). How does analysts' forecast quality relate to corporate investment efficiency? *Journal of Corporate Finance*, 43, 217–240. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2016.12.010>
- Choi, J. K., Hann, R. N., Subasi, M., & Zheng, Y. (2020). An Empirical Analysis of Analysts' Capital Expenditure Forecasts: Evidence from Corporate Investment Efficiency*. *Contemporary Accounting Research*, 37(4), 2615–2648. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12597>
- Chourou, L., Purda, L., & Saadi, S. (2021). Economic policy uncertainty and analysts' forecast characteristics. *Journal of Accounting and Public Policy*, 40(4), 106775. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2020.106775>
- Covrig, V., & Low, B. S. (2005). The relevance of analysts' earnings forecasts in Japan. *Journal of Business Finance and Accounting*, 32(7–8), 1437–1463. <https://doi.org/10.1111/j.0306-686X.2005.00635.x>
- Dalmácio, F. Z., Lopes, A. B., Rezende, A. J., & Sarlo Neto, A. (2013). Uma análise da relação entre governança corporativa e acurácia das previsões dos analistas do mercado brasileiro. *RAM. Revista de Administração Mackenzie*, 14(5), 104–139. <https://doi.org/10.1590/s1678-69712013000500005>
- Dickinson, V. (2011). Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. *The Accounting Review*, 86(6), 1969–1994. <https://doi.org/10.2308/accr-10130>
- Dickinson, V., Kassa, H., & Schaberl, P. D. (2018). What information matters to investors at different stages of a firm's life cycle? *Advances in Accounting*, 42, 22–33. <https://doi.org/10.1016/j.adiaac.2018.07.002>
- Faff, R., Kwok, W. C., Podolski, E. J., & Wong, G. (2016). Do corporate policies follow a life-cycle? *Journal of Banking and Finance*, 69, 95–107. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.04.009>
- Ferreira, M. P., Ribeiro, A. M., & Vicente, E. F. R. (2025). Efeito moderador do risco idiossincrático no valor de mercado do caixa: Um estudo em empresas brasileiras familiares e não familiares. *Revista Contabilidade & Finanças*, 36(97), e1875. <https://doi.org/10.1590/1808-057x20241875.pt>
- Fodor, A., Lovelace, K. B., Singal, V., & Tayal, J. (2024). Does firm life cycle stage affect investor perceptions? Evidence from earnings announcement reactions. *Review of Accounting Studies*, 29(2), 1039–1096. <https://doi.org/10.1007/s11142-022-09749-2>
- Frezatti, F., Bido, D. de S., Mucci, D. M., & Beck, F. (2017). Estágios Do Ciclo De Vida E Perfil De Empresas Familiares Brasileiras. *RAE - Revista de Administração de Empresas*, 57(6), 601–619. <https://doi.org/10.1590/s0034-759020170607>
- Green, J., Hand, J. R. M., & Sikochi, A. (2024). The asymmetric mispricing information in analysts' target prices. *Review of Accounting Studies*, 29(1), 889–915. <https://doi.org/10.1007/s11142-022-09730-z>
- Habib, A., & Hasan, M. M. (2019). Corporate life cycle research in accounting, finance and corporate governance: A survey, and directions for future research. *International Review of Financial Analysis*, 61, 188–201. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.12.004>

- Hasan, M. M., Hossain, M., Cheung, A. W. K., & Habib, A. (2015). Corporate life cycle and cost of equity capital. *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 11(1), 46–60. <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2014.12.002>
- Hashim, N. A., & Strong, N. C. (2018). Do Analysts' Cash Flow Forecasts Improve Their Target Price Accuracy? *Contemporary Accounting Research*, 35(4), 1816–1842. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12369>
- Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *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)
- Hu, H., Jia, Z., & Yang, S. (2025). Exploring FinTech, green finance, and ESG performance across corporate life-cycles. *International Review of Financial Analysis*, 97, 103871. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103871>
- Jaggi, B., Allini, A., Casciello, R., & Meucci, F. (2022). Firm life cycle stages and earnings management. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 59(3), 1019–1049. <https://doi.org/10.1007/s11156-022-01069-5>
- Jenkins, D. S., Kane, G. D., & Velury, U. (2004). The Impact of the Corporate Life-Cycle on the Value-Relevance of Disaggregated Earnings Components. *Review of Accounting and Finance*, 3(4), 5–20. <https://doi.org/10.1108/eb043411>
- Jha, V., Lichtblau, D., & Mozes, H. A. (2003). The Usefulness of Analysts' Recommendations. *The Journal of Investing*, 12(2), 7–18. <https://doi.org/10.3905/joi.2003.319539>
- Johnston, J., Guidry, R. P., & Trimble, M. (2021). Temporal changes in the value relevance of analysts' forecasts. *Journal of Corporate Accounting and Finance*, 32(2), 7–21. <https://doi.org/10.1002/jcaf.22478>
- Karamanou, I. (2012). Value relevance of analyst earnings forecasts in emerging markets. *Advances in Accounting*, 28(1), 128–137. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2012.03.002>
- Kayo, E. K., Kimura, H., Martin, D. M. L., & Nakamura, W. T. (2006). Ativos intangíveis, ciclo de vida e criação de valor. *Revista de Administração Contemporânea*, 10(3), 73–90. <https://doi.org/10.1590/s1415-65552006000300005>
- King, Z., Linsmeier, T. J., & Wangerin, D. D. (2024). Differences in the value relevance of identifiable intangible assets. *Review of Accounting Studies*, 29(4), 3838–3886. <https://doi.org/10.1007/s11142-023-09810-8>
- Krishnan, G. V., Myllymäki, E. R., & Nagar, N. (2021). Does financial reporting quality vary across firm life cycle? *Journal of Business Finance and Accounting*, 48(5–6), 954–987. <https://doi.org/10.1111/jbfa.12508>
- Lester, D. L., Parnell, J. A., & Carraher, S. (2003). Organizational life cycle: a five-stage empirical scale. *The International Journal of Organizational Analysis*, 11(4), 339–354. <https://doi.org/10.1108/eb028979>
- Lima, A. S. de, Carvalho, E. V. A. de, Paulo, E., & Girão, L. F. de A. P. (2015). Estágios do Ciclo de Vida e Qualidade das Informações Contábeis no Brasil. *Revista de Administração Contemporânea*, 19(3), 398–418. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac20151711>
- Medeiros, A. W., & Mol, A. L. R. (2017). Tangibilidade e Intangibilidade na Identificação do Desempenho Persistente: Evidências no Mercado Brasileiro. *Revista de Administração Contemporânea*, 21(2), 184–202. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2017150259>
- Meucci, F., Zampella, A., Allini, A., & Jaggi, B. (2025). The relationship between unconditional and conditional conservatism: impact of different stages of the firm-life cycle. *Meditari Accountancy Research*, August. <https://doi.org/10.1108/MEDAR-06-2024-2521>

- Mikosz, K. da S. C., Roma, C. M. da S., Louzada, L. C., & Macedo, M. R. G. de O. (2019). Previsão de retornos e preços das ações a partir de dados contábeis condicionado ao ciclo de vida das firmas. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 13(27), e160869. <https://doi.org/10.11606/issn.1982-6486.rco.2019.160869>
- Moreira, C. S., de Araújo, J. G., Silva, G. R. D., & Lucena, W. G. L. (2023). Environmental, social and governance e o ciclo de vida das firmas: evidências no mercado brasileiro. *Revista Contabilidade & Finanças*, 34(92), e1729. <https://doi.org/10.1590/1808-057x20231729.pt>
- Nicolò, G., Santis, S., Incollingo, A., & Tartaglia Polcini, P. (2024). Value Relevance Research in Accounting and Reporting Domains: A Bibliometric Analysis. *Accounting in Europe*, 21(2), 176–211. <https://doi.org/10.1080/17449480.2023.2292654>
- Nizar, H., Uyar, A., Lakhal, F., & Karaman, A. S. (2025). Does the Corporate Lifecycle Affect Board Structure? International Evidence. *Corporate Governance: An International Review*, corg.12645. <https://doi.org/10.1111/corg.12645>
- Novaes, P. V. G., Borges Junior, P., De Almeida, J. E. F., & Bortolon, P. M. (2018). Accruals Discricionários E Previsões Otimistas Dos Analistas: Incentivos E Consequências. *Contabilidade Vista & Revista*, 29(1), 28–47. <https://doi.org/10.22561/cvr.v29i1.3627>
- Ohlson, J. (1995). Earnings, book-values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661–687. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00461.x>
- Oliveira, A. S., & Girão, L. F. de A. P. (2018). Acurácia na previsão de lucros e os estágios do ciclo de vida organizacional: evidências no mercado brasileiro de capitais. *REPEC - Revista de Educação e Pesquisa Em Contabilidade*, 12(1), 121–144. <https://doi.org/10.17524/repec.v12i1.1530>
- Oliveira, T., & Coelho, A. (2018). Padrão Contábil Orientado Para Mercado e Desempenho de Analistas: Evidências no Brasil. *Brazilian Business Review*, 15(3), 226–245. <https://doi.org/10.15728/bbr.2018.15.3.2>
- Oliveira, W. da C. de, & Monte-Mor, D. S. (2022). The Influence of the Organizational Life Cycle on the Violation of Financial Covenants. *Revista Brasileira de Gestão de Negócios*, 24(4), 708–722. <https://doi.org/10.7819/rbgn.v24i4.4204>
- Ou, J. A., & Sepe, J. F. (2002). Analysts earnings forecasts and the roles of earnings and book value in equity valuation. *Journal of Business Finance and Accounting*, 29(3–4), 287–316. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00433>
- Pain, P., & Bianchi, M. (2025). Business Life Cycle and Strategic Communication: Effects on Analysts' Forecasts. *Journal of Contemporary Administration*, 29(3), e240168. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2025240168.en>
- Park, Y., & Chen, K. H. (2006). The effect of accounting conservatism and life-cycle stages on firm valuation. *Journal of Applied Business Research*, 22(3), 75–92. <https://doi.org/10.19030/jabr.v22i3.1428>
- Penrose, E. T. (1952). Biological Analogies in the Theory of the Firm. *The American Economic Review*, 42(5), 804–819. <http://www.jstor.org/stable/1812528>
- Pimentel, R. C., & De Aguiar, A. B. (2016). The role of earnings persistence in valuation accuracy and the time horizon. *RAE - Revista de Administração de Empresas*, 56(1), 71–86. <https://doi.org/10.1590/S0034-759020160107>
- Ribeiro, J. P. M., Paulo, E., & Magro, C. B. D. (2024). Transição entre os estágios do ciclo de vida da firma e estratégias de gerenciamento de resultados. *Revista Contabilidade & Finanças*, 35(96), e1954. <https://doi.org/10.1590/1808-057x20231954.pt>

- Ribeiro, J. P. M., Viana, D. M. da S., & Martins, O. S. (2021). Efeito do Ciclo de Vida na Relação entre Qualidade da Governança Corporativa e Custo da Dívida das Empresas Abertas no Brasil. *Contabilidade Gestão e Governança*, 24(3), 293–311. https://doi.org/10.51341/1984-3925_2021v24n3a3
- Schaberl, P. D. (2016). Beyond accounting and back: An empirical examination of the relative relevance of earnings and “other” information. *Advances in Accounting*, 35, 98–113. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2016.08.004>
- Shan, Y. G., Yang, J. W., Zhang, J., & Chang, M. (2022). Analyst forecast quality and corporate social responsibility: the mediation effect of corporate governance. *Meditari Accountancy Research*, 31(3), 675–705. <https://doi.org/10.1108/MEDAR-02-2021-1200>
- Simon, A., & Curtis, A. (2011). The use of earnings forecasts in stock recommendations: Are accurate analysts more consistent? *Journal of Business Finance and Accounting*, 38(1–2), 119–144. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2010.02223.x>
- Sinclair, R. N., & Keller, K. L. (2014). A case for brands as assets: Acquired and internally developed. *Journal of Brand Management*, 21(4), 286–302. <https://doi.org/10.1057/bm.2014.8>
- Singla, R., Chakraborty, M., & Singh, V. (2023). Analyst optimism, uncertainty and regulation: evidence from the Indian market. *Managerial Finance*, 49(10), 1517–1534. <https://doi.org/10.1108/MF-09-2022-0444>
- Sousa, A. R. C., Pacheco, J., & Rover, S. (2024). Disclosure e materialidade do ativo intangível na value relevance do mercado acionário brasileiro. *Enfoque: Reflexão Contábil*, 43(2), 151–173. <https://doi.org/10.4025/enfoque.v43i2.62480>
- Tan, P. M.-S., & Lim, Y. C. (2007). The value relevance of accounting variables and analysts’ forecasts: The case of biotechnology firms. *Review of Accounting and Finance*, 6(3), 233–253. <https://doi.org/10.1108/14757700710777992>
- Victor, F. G., Carpio, G. B., & Vendruscolo, M. I. (2018). Ciclo de Vida das Companhias Abertas Brasileiras como Determinante de sua Estrutura de Capital. *Revista Universo Contábil*, 14(1), 50–71. <https://doi.org/10.4270/ruc.2018103>
- Wei, Z., & Zhu, Y. (2023). Does religiosity improve analyst forecast accuracy? *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 60(3). <https://doi.org/10.1007/s11156-022-01116-1>
- Wong, M. H. F., & Zhang, X. F. (2014). CEO optimism and analyst forecast bias. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 29(3), 367–392. <https://doi.org/10.1177/0148558X14536185>
- Xie, X., Chang, Y. S., & Shiue, M. J. (2022). Corporate life cycle, family firms, and earnings management: Evidence from Taiwan. *Advances in Accounting*, 56, 100579. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2021.100579>
- Zheng, L., & Gu, Y. (2025). Female executives, corporate life cycle and strategy preference: An empirical study based on text analysis. *Gender in Management: An International Journal*, 40(2), 215–233. <https://doi.org/10.1108/GM-09-2023-0324>