

Relação entre a informatividade do ativo contábil e o risco sistemático das empresas brasileiras

Vanessa Rodrigues dos Santos Cardoso

<https://orcid.org/0000-0002-2124-2282>

Paulo Augusto Pettenuzzo de Britto

<https://orcid.org/0000-0001-7462-9096>

Resumo

Objetivo: Este estudo objetiva analisar eventual relação entre a informatividade do ativo contábil e o risco sistemático das empresas brasileiras. A hipótese de pesquisa parte do pressuposto de que a percepção de risco dos investidores se reduz com fatores que restringem a sua incerteza, dentre eles, uma melhor qualidade da informação.

Método: Para alcançar o objetivo, foram estimadas regressões com dados em painel, empregando-se dados de 186 empresas, de 2010 a 2021. A análise contemplou, além da informatividade global do ativo, a informatividade resultante de escolhas da empresa (parte discricionária) e a informatividade inferida a partir de empresas relacionadas do mesmo setor (parte não discricionária).

Resultados: A informatividade do ativo mostrou-se relevante e negativamente associada ao risco sistemático das empresas brasileiras, sendo que a sua parte não discricionária apresentou efeito mais intenso sobre o risco sistemático do que a parte discricionária.

Contribuições: O trabalho é relevante para usuários, preparadores e reguladores ao contribuir com a discussão sobre qualidade da informação contábil evidenciando sua relação com o risco sistemático de empresas por meio de medida focada no ativo, por sugerir métrica que pode auxiliar nas estimativas de valor da empresa e por fornecer evidências das consequências econômicas das escolhas contábeis.

Palavras-chave: Informatividade do ativo; Capital econômico; Qualidade da informação contábil; Risco sistemático; Custo de capital.

Editado em Português e Inglês. Versão original em Português.

Rodada 1: Recebido em 11/5/2023. Pedido de revisão em 3/8/2023. Rodada 2: Resubmetido em 27/8/2023. Pedido de revisão em 23/10/2023.

Rodada 3: Resubmetido em 12/11/2023. Aceito em 14/11/2023 por Vinicius Gomes Martins, Doutor (Editor assistente). Publicado em 27/3/2024.

Organização responsável pelo periódico: Abracicon.

1. Introdução

Informação contábil relevante é aquela capaz de fazer diferença nas decisões tomadas pelos usuários. Portanto, o objetivo do relatório financeiro é fornecer aos usuários, informações úteis sobre fenômenos econômicos. Assim, informações contábeis de qualidade devem contribuir para estimar o valor intrínseco das empresas e, como consequência natural, auxiliar na alocação eficiente dos recursos na economia (*International Accounting Standards Board [IASB], 2018; Chen et al. 2022*). Desse modo, a qualidade da informação contábil pode influenciar o custo de capital ao reduzir incertezas dos investidores quanto aos fluxos de caixas das empresas (*Hribar & Jenkins, 2004; Aboody et al. 2005; Lambert et al., 2007; Francis et al. 2008; Dechow et al., 2010*).

Os trabalhos seminais de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) iniciaram a pesquisa que observa a reação dos investidores à informação contábil por meio da variação dos preços das ações, fruto das decisões agregadas de compra em venda dos ativos. Esse tipo de pesquisa perdura até os dias atuais. Entretanto, quando se observa o desenvolvimento da literatura sobre o efeito da qualidade da informação contábil sobre o custo de capital, verifica-se que a literatura ainda apresenta oportunidade de evolução, especialmente quanto aos efeitos da precisão da informação e da contribuição marginal de cada *proxy* de qualidade nesse contexto (*Dechow et al., 2010*).

Quando se amplia o limite do campo de pesquisa sobre qualidade da informação contábil e custo de capital, observando especificamente o risco sistemático, verifica-se que a literatura é ainda menos extensa, embora já existam evidências que apontam a relação negativa entre qualidade da informação contábil e risco sistemático (*Francis et al. 2005; Ma, 2017; Xing & Yan, 2019*).

Lambert et al. (2007) explicam que os fluxos de caixa das empresas individuais estão correlacionados com os do mercado. Nesse contexto, a qualidade da informação contábil influencia as avaliações dos investidores sobre a covariância dos fluxos de caixa da empresa com o mercado. Portanto, a qualidade da informação contábil influencia o risco sistemático, conforme definição dada pelo *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*.

A associação da qualidade da informação com o risco sistemático é motivada pelo fato de o risco sistemático referir-se ao risco que não pode ser eliminado por meio da diversificação de portfólio sendo, assim, determinante para a taxa mínima de retorno de um investimento. No caso, a associação esperada da qualidade da informação sobre o risco sistemático de uma empresa é inversamente proporcional: maior risco associado a menor qualidade da informação.

A qualidade da informação contábil depende tanto do desempenho financeiro da empresa quanto do sistema contábil que o mede. As medidas mais comumente utilizadas estão relacionadas ao resultado contábil, focando propriedades diferentes do lucro, que não são substituíveis entre si, tais como persistência dos resultados, suavização de resultados, reconhecimento tempestivo de perdas, modelos de *benchmarking*, coeficiente de resposta do investidor aos resultados e indicadores externos de distorções dos lucros, de modo que não se pode afirmar qual seria a melhor *proxy* para a qualidade da informação.

Porém, para que seja de qualidade, a informação contábil contida nos lucros deve refletir com precisão o desempenho atual; indicar desempenho futuro; e ser um resumo útil para avaliar o valor da empresa (*Dechow et al., 2010*).

Outra linha de pesquisa são os modelos de *value relevance*, que procuram medir a capacidade das demonstrações financeiras de explicar o valor da empresa, analisando como os lucros contábeis impactam os retornos, sendo o modelo empírico desenvolvido por *Ohlson (1995)* amplamente utilizado nesse tipo de pesquisa (*Holthausen & Watts, 2001; Barth et al., 2001*).

Entretanto, ao longo do tempo, pesquisas têm documentado que as informações contábeis, principalmente os lucros, têm perdido relevância informativa. Contrapondo esse entendimento, Barth *et al.* (2023) argumentam que o que está ocorrendo, na verdade, é uma transição de uma economia industrial para uma nova economia, baseada em serviços e tecnologia da informação. Assim, não é que a informação contábil está perdendo relevância, mas que o seu valor pode estar mais relacionado a ativos intangíveis, oportunidades de crescimento e medidas alternativas de desempenho das organizações.

Contudo, é salutar expandir e aprofundar as possibilidades nesse campo de pesquisa. Nesse sentido, a medida de informatividade do ativo (IA) proposta por Chen *et al.* (2022) se apresenta como oportunidade para ser aplicada no mercado brasileiro. A informatividade do ativo mede a capacidade da contabilidade de revelar o valor do capital econômico de uma empresa. O capital econômico diz respeito ao estoque de capital e à sua produtividade, os quais determinam os fluxos de caixa futuros e, portanto, o valor intrínseco de uma empresa. Entretanto, o capital econômico não é diretamente observável. Assim, a informatividade do ativo pode ser calculada por meio de uma regressão do lucro econômico em função do ativo contábil defasado. Nesse sentido, o coeficiente de determinação desta regressão para cada empresa representa quanto o estoque de capital contábil informa sobre o capital econômico.

Entretanto, ainda que o valor do capital econômico de uma empresa possa ser medido pelos ativos contábeis, essa medição incorpora ruídos que se devem tanto ao sistema contábil de mensuração quanto às escolhas contábeis específicas da empresa (Kanodia *et al.*, 2005; Dutta & Nezlobin, 2017).

Assim, de modo diferente das medidas de lucro mais conhecidas, a informatividade do ativo foca mais no balanço patrimonial, envolvendo aspectos relativos à mensuração e ao reconhecimento de ativos operacionais (Chen *et al.*, 2022).

A literatura contábil sobre o gerenciamento de resultado demonstra que os lucros são divididos em duas partes: o fluxo de caixa e os *accruals*, que são ajustes que surgem em função do regime de competência (Healy, 1985; DeAngelo, 1986; Jones, 1991). Dechow *et al.*, (1995) a partir do modelo de Jones (1991), demonstraram técnicas para isolar o componente discricionário dos *accruals*, separando-o de sua parte inata. Analogamente, a informatividade do ativo contábil pode ser medida pelo nível de discricionariedade da empresa ao decidir quais informações ela apresenta aos seus investidores. Assim, a informatividade do ativo pode ser decomposta em parte discricionária determinada pelas escolhas da empresa; e outra parte não discricionária, relacionada ao setor de atuação em que a empresa está inserida.

A lacuna que se busca preencher com essa pesquisa se refere à inexistência de estudos que explorem a informatividade do ativo, que é uma medida desenvolvida recentemente e testada no mercado americano, mas não no Brasil; ao desconhecimento da associação dessa variável com o custo de capital, pois ainda que a literatura preconize a associação negativa de qualidade da informação contábil e custo de capital, não é conhecida a relação da informatividade do ativo das empresas brasileiras com o risco sistemático. Além disso, diz respeito à falta de evidências sobre a segregação da informatividade do ativo em duas partes: uma não discricionária, que é inerente ao comportamento da indústria e outra discricionária, que reflete as escolhas contábeis da própria empresa; e à inédita evidência sobre a relação da informatividade não discricionária e discricionária do ativo com o risco sistemático das empresas brasileiras.

Desse modo, este estudo analisa se a qualidade da informação contábil medida pela informatividade do ativo é percebida pelo investidor, sendo precificada por meio do risco sistemático, que é um componente do custo de capital. Assim, o objetivo do trabalho é analisar o efeito da informatividade do ativo contábil sobre o risco sistemático a partir do seguinte problema de pesquisa: **A informatividade do ativo contábil é relevante para o risco sistemático de uma empresa?**

Desse modo, este estudo se aprofunda para considerar essas questões, tendo como hipótese fundamental a de que há efetivamente uma associação negativa entre a informatividade do ativo contábil e o risco sistemático de empresas no Brasil.

Para tanto, são consideradas 186 empresas, de nove setores econômicos distintos, com ações negociadas no mercado acionário brasileiro com informações disponíveis para o cálculo das variáveis do estudo, utilizando dados trimestrais do período de 2010 a 2021. Por meio de regressões de modelo adequado para a análise de dados em painel, foram estimados quatro modelos do risco sistemático em função da informatividade do ativo e suas partes discricionária e não discricionária, além das variáveis de controle produtividade do ativo, tamanho, crescimento, tangibilidade, ciclo operacional e volatilidade dos lucros.

Os resultados apontam para a relevância da relação da informatividade do ativo com o risco sistemático das empresas brasileiras apresentando a associação negativa esperada, o que corrobora a hipótese fundamental do estudo.

Esta pesquisa procura contribuir com a literatura relacionada à relação entre a qualidade da informação contábil e o custo de capital aplicada ao mercado brasileiro. Além disso, o estudo agrega à literatura ao explorar efeitos de características específicas da empresa sobre o risco sistemático.

O tema é relevante para a academia, pois contribui com a discussão da qualidade da informação contábil ao evidenciar sua relação com o risco sistemático de empresas por meio de medida focada no ativo. Para os usuários da informação contábil, notadamente investidores, ao analisar como a qualidade da informação pode afetar suas decisões na medida em que o retorno mínimo exigido pelos acionistas está relacionado à informação sobre a empresa. Para preparadores e reguladores contábeis, ao fornecer evidências das consequências econômicas das escolhas contábeis relativas à mensuração, reconhecimento e evidenciação de ativos contábeis.

2. Referencial Teórico

2.1 A informatividade do ativo contábil

O estoque de capital de uma empresa está normalmente associado aos ativos fixos, ou ativos operacionais, uma classificação mais abrangente do que o ativo imobilizado. Segundo Soliman (2008), esses ativos são apurados subtraindo-se do ativo total os valores disponíveis e os investimentos de curto prazo. Nesse contexto, o estoque de capital está relacionado à capacidade produtiva da empresa e consequentemente, aos fluxos de caixa futuros. O estoque de capital também pode influenciar os investimentos futuros. Por esse motivo, o estoque de capital também é conhecido como capital econômico. Entretanto, o capital econômico não é diretamente observável (Chen *et al.*, 2022; Kanodia *et al.*, 2005).

Tobin (1969) desenvolveu a teoria q de investimento (ou q de Tobin), que prevê relação entre o valor das firmas e suas taxas de reinvestimento ou de reposição de ativos. De modo simplificado, o modelo da teoria q de investimento é especificado da seguinte forma:

$$\frac{I_t}{K_{t-1}} = \alpha + \beta q_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que: t indica unidade de tempo; I_t é o investimento em capital no período seguinte; K_{t-1} é o estoque de capital no início do período; e q é o quociente do valor de mercado da empresa (deduzido de ativos financeiros e estoques) sobre o capital existente.

Segundo a teoria q de investimento, sempre que q for maior do que 1, indicando que o valor de mercado da empresa é maior do que o valor do estoque de capital existente, o valor de empresa estaria superdimensionado e, consequentemente, haveria incentivos para a empresa investir em si mesma.

Por outro lado, estando com seu valor superdimensionado, o potencial de retorno das ações de uma empresa como resultado de investimentos em capital seria limitado. Disso, conforme Xing (2008) e Hou *et al.*, (2015), decorre uma relação negativa entre investimentos e retorno das ações de uma empresa. Considerando esta relação, Wu *et al.* (2010) afirmam que a aceitação de novos investimentos em capital em empresas com taxas mínimas de atratividade elevadas poderia ser justificada por meio de ajustes nas divulgações de lucros esperados vis-à-vis seus fluxos de caixa, ou seja, pelo registro de *accruals*.

Segundo Andrei *et al.* (2019), a teoria q do investimento começou a demonstrar resultados relevantes nos períodos mais recentes, não corroborando vasta literatura que demonstrou desempenho fraco nos anos anteriores. O melhor ajuste do modelo q de investimento está relacionado ao crescimento substancial dos gastos com pesquisa e outros intangíveis na economia agregada. O modelo tem obtido melhores resultados no caso de empresas intensivas em pesquisa e desenvolvimento, diferentes daquelas mais intensivas em capital fixo para as quais o modelo foi desenvolvido no passado. Desse modo, o modelo q de investimento tem funcionado bem para capturar características relacionadas a inovações corporativas e aprendizado, podendo ser *proxy* para oportunidades de investimento em setores intensivos em P&D.

Os achados de Andrei *et al.* (2019) são corroborados pelos de Barth *et al.* (2023) que, contradizendo as pesquisas anteriores que afirmavam que as informações contábeis tinham perdido relevância ao longo do tempo, argumentam que, na verdade, o que teria ocorrido foi mudança na economia que transitou de uma característica fortemente industrial para ser mais intensiva em serviços e tecnologia. Com efeito, Barth *et al.* (2023) aduzem por uma maior relevância de itens relacionados a ativos intangíveis, oportunidades de crescimento e novas medidas alternativas de desempenho organizacionais para explicar o valor das empresas. Dessa forma, a relevância da informação contábil evoluiu apresentando uma relação diferenciada, mas não decrescente, entre o preço das ações e as informações contábeis que refletem a nova economia.

Interessante observar que Dutta e Nezlobin (2017) identificaram que divulgações contábeis sobre estoque de capital futuro e sobre fluxo de caixa futuro atuam como substitutas. Isso porque divulgações mais precisas sobre os fluxos de caixa futuros reduzem os efeitos positivos das divulgações de estoque de capital futuro sobre a eficiência dos investimentos e, conseqüentemente, sobre o bem-estar dos investidores.

O valor de uma empresa é determinado por suas decisões de investimento realizado no período atual (I_t) e do estoque de capital que já existia no período anterior (K_{t-1}), dadas a produtividade do capital e o custo da realização do investimento (Hayashi, 1982; Bai *et al.*, 2016). A Equação (2) descreve esse racional:

$$V_{ijt}(I_{ijt}, K_{ij,t-1}) = (1 + \tilde{g}_{ijt})(K_{ij,t-1} + I_{ijt}) - \left(I_{ijt} + \frac{Y_{ijt}}{2K_{ij,t-1}} I_{ijt}^2 \right), \quad (2)$$

em que: V_{ijt} é o valor da empresa; $K_{ij,t-1}$ representa o valor do estoque de capital no início do período, I_{ijt} é o investimento em capital adicionado ao estoque inicial; Y_{ijt} representa um ajuste de custo implícito ao investimento realizado, componente do custo total de ajuste do capital $\frac{Y_{ijt}}{2K_{ij,t-1}} I_{ijt}^2$; \tilde{g}_{ijt} é o parâmetro dado de produtividade marginal do estoque de capital em t , que possui componentes endógenos (inerentes à gestão da empresa) e exógenos (alheios à gestão da empresa, mas que afetam a sua produtividade), não sendo completamente conhecida; i é a empresa; j o setor em que a empresa se insere; t o momento atual.

Desse modo, antes de realizar o investimento adicional (I) a empresa observa um conjunto de informações privadas (f) sobre a produtividade (g) esperada. Assim, o investimento ótimo, que maximiza o valor da firma, segundo Chen *et al.* (2022), pode ser descrito pela Equação (3):

$$\frac{I_t^*}{K_{t-1}} = \frac{1}{Y} E(\tilde{g}|f). \quad (3)$$

Portanto, o valor da empresa é maior quando o estoque de capital (K) é mais produtivo e quando as informações sobre a produtividade são menos incertas. Desse modo, as informações sobre o capital importam para que os investidores formem expectativas mais precisas sobre o valor da empresa. Entretanto, o capital econômico está relacionado ao estoque de capital associado a uma taxa marginal de produtividade do capital dada que não é completamente conhecida, diferindo em algum grau, do valor dos ativos contábeis.

O desafio que se apresenta é se (e como) os ativos contábeis poderiam medir o capital econômico, de forma a serem relevantes para a tomada de decisão dos usuários da informação contábil. Se não existissem imprecisões na medição, o estoque de capital considerado nas equações anteriores poderia ser substituído pelo ativo contábil e ser considerado uma informação útil para o usuário que quisesse ser informado sobre o valor do capital econômico.

Para Dutta e Nezlobin (2017), uma vez que a empresa faz investimentos para ajustar seu estoque de capital ao longo do tempo, a divulgação de informações contábeis pode afetar a eficiência desse investimento e o bem-estar do investidor. Caso sejam mais precisas, as informações contábeis atenuam incentivos dos atuais proprietários para subinvestir, ao diminuírem incerteza e subsidiarem melhor a avaliação e a tomada de decisão. Esse efeito depende de como as divulgações contábeis informam sobre o estoque de capital futuro da empresa (balanço patrimonial) ou sobre seus fluxos de caixa operacionais futuros (lucros).

As medições contábeis dos investimentos contêm certo grau de imprecisão, pois dependem de muitos julgamentos subjetivos, estimativas e convenções simplistas devido à dificuldade de separar os investimentos (tangíveis e intangíveis) dos fluxos de caixa operacionais. Isso não significa que as imprecisões diminuam o valor da firma, pois podem inclusive aumentá-lo (Kanodia *et al.*, 2005).

De acordo com Chen *et al.* (2022), há pelo menos quatro razões pelas quais os ativos contábeis podem conter imprecisões de medição em relação ao capital econômico: (i) o preço de venda de um ativo captura seu valor de saída e não seu valor em uso; (ii) o valor de uma empresa representa a combinação de todos os seus ativos e não a soma dos valores de cada ativo específico; (iii) vantagens e desvantagens comparativas (em termos de produção) que a empresa enfrenta em relação a outras empresas podem afetar seu valor, bem como a capacidade da contabilidade de mensurar a sua real capacidade produtiva e de cada ativo; e (iv) a padronização das normas internacionais de contabilidade pode imputar algum ruído, devido a critérios restritos de reconhecimento e mensuração, além de necessidade de julgamento profissional na sua aplicação.

Uma vez que os investimentos podem não ser plenamente informados, ou informados de maneira imprecisa, diferenças entre o ativo contábil e o capital econômico poderão ser representadas pela Equação (4) (Kanodia *et al.*, 2005; Chen *et al.*, 2022):

$$A_t = K_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

em que: A_t é o ativo contábil, que representa o histórico de investimentos e suas mensurações contábeis; K_t é o estoque do capital econômico, incluindo sua produtividade; e ε_t é o termo que captura o ruído na medição contábil, inclusive o efeito cumulativo de erros de mensurações contábeis realizadas ao longo do tempo, relativas ao investimento.

Assim, a informatividade do ativo contábil (IA) é definida como a capacidade de A_t (deduzida do erro ε_t) explicar K_t . Nesse contexto, a IA pode ser representada pela incerteza que resta sobre o valor do capital econômico (K_t) após a observação do ativo contábil (A_t), medida como uma proporção da incerteza que existia antes da observação de A_t , conforme Equação (5):

$$IA_t = \frac{Var(K_t) - Var(K_t|A_t)}{Var(K_t)} \quad (5)$$

Em que: $var(K_t)$ é a incerteza *ex-ante*; $var(K_t|A_t)$: incerteza *ex-post*, após observar ativo contábil.

A Equação (5) indica que IA_t depende da razão entre o ruído contábil e a incerteza *ex-ante*, de forma que a informatividade do ativo é alta quando os ativos contábeis diminuem a incerteza em relação ao valor do capital econômico.

2.2 O risco sistemático de uma empresa

O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) é um modelo que relaciona a volatilidade dos retornos das ações da empresa às flutuações de uma carteira teórica completamente diversificada, que representa o mercado. A sensibilidade específica dos retornos da empresa às variações do prêmio de risco de mercado (excesso de retorno do mercado sobre o retorno de um ativo livre de risco) é conhecida como risco sistemático, sendo determinada pelas características específicas da empresa relativas ao seu negócio. No modelo CAPM, o risco sistemático é representado pelo parâmetro beta β_{it} (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966).

Há evidências de que o efeito das informações disponíveis sobre determinada empresa ou da incerteza que os investidores enfrentam se dá no prêmio de risco de mercado, seja este calculado considerando-se, ou não, a alavancagem da empresa. Dessa forma, ainda que com efeitos marginais distintos em magnitude, a estimação da relação da qualidade da informação contábil sobre o risco sistemático deve ser similar empregando-se o beta alavancado e desalavancado (Hugges *et al.*, 2007; Armstrong *et al.*, 2013).

Segundo Xing e Yan (2019), o efeito da qualidade da informação contábil sobre o custo de capital poderia se dar de três formas: a qualidade da informação contábil como um fator de risco sistemático adicional, distinto dos demais fatores já conhecidos; a qualidade da informação contábil não sendo um risco em si, mas afetando os demais fatores conhecidos; ou a qualidade da informação contábil estando relacionada ao fator de risco sistemático.

Essa terceira possibilidade, menos estudada na academia, possui suporte teórico, uma vez que já foi demonstrado que a informação contábil de uma firma pode afetar a visão dos investidores sobre outras empresas economicamente relacionadas, sobre a economia agregada e sobre a covariância dos fluxos de caixa da própria firma com o mercado como um todo. (Xing & Yan, 2019; Lambert *et al.*, 2007; Ma, 2017; Patton & Verardo, 2012).

Pesquisas específicas sobre a relação da qualidade informação contábil com o risco sistemático evidenciam que ela é negativa. Corroborando pesquisas sobre a teoria q , seria possível construir a premissa de que altas taxas de investimento estariam relacionadas à maior informatividade do ativo e, por sua vez ao menor risco sistemático devido à menor incerteza (Chen *et al.*, 2022; Ma, 2017; Xing & Yan, 2013; Francis *et al.*, 2005).

3. Procedimentos Metodológicos

3.1 Amostra

A amostra compreendeu todas as empresas com ações negociadas na B3, com disponibilidade de dados para o cálculo das variáveis selecionadas, exceto aquelas pertencentes aos setores financeiros e segmentos denominados como “outros”, conforme classificação disponibilizada pela B3. No caso das empresas do setor financeiro, sua exclusão da amostra é devida às características específicas desse setor, tais como complexidade contábil, características únicas de risco e retorno, regulamentação diferenciada, modelagem e avaliação específica de ativos e de passivos e, sobretudo, pela maior relevância dos ativos disponíveis e investimentos de curto prazo, vis-à-vis os ativos operacionais, nas decisões da empresa. No caso de “outros”, por incluir empresas de atividades econômicas diferentes, o que viola o aspecto do pertencimento a uma mesma indústria. A amostra foi composta por 186 empresas, pertencentes a nove setores: bens industriais, comunicações, consumo cíclico, consumo não cíclico, petróleo, gás e combustíveis, saúde, materiais básicos, telecomunicações e utilidades públicas.

Foram utilizados dados contábeis trimestrais durante o período de 2010 a 2021, extraídos da plataforma da Economática®, de forma a considerar apenas o período após a convergência do Brasil às normas internacionais de contabilidade. Uma vez que foram utilizadas janelas móveis de 20 trimestres para o cálculo da variável informatividade do ativo, o período das estimativas é de 2015 a 2021 e, no total, considerando dados faltantes, a amostra é composta por 4.654 observações empresas-trimestres.

3.2 Modelo Econométrico

O modelo base testado é o descrito na Equação (6):

$$\beta_{it+1} = \alpha_{it} + \beta_1 IA_{it} + \lambda_1 Theta_{it} + \lambda_2 TAM_{it} + \lambda_3 B2M_{it} + \lambda_4 TANG_{it} + \lambda_5 CO_{it} + \lambda_6 \sigma RNOA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Em que β_{it+1} : representa o risco sistemático da empresa i em relação ao índice de mercado (Ibovespa), medido conforme o modelo CAPM tradicional, sendo janela móvel trimestral do beta calculado utilizando série de 60 meses, iniciando no 60º mês anterior ao mês de julho do ano $t+1$, após a data base do cálculo da informatividade do ativo do período t ; IA_{it} é a informatividade do ativo; $Theta_{it}$: produtividade do ativo, medida pelo coeficiente de inclinação da regressão da informatividade do ativo (R_{ijt}^2); TAM_{it} é o tamanho da empresa, calculado pelo logaritmo natural do Ativo Total; $B2M_{it}$ mede a relação do patrimônio líquido com o valor da capitalização de mercado (*book-to-market*); $TANG_{it}$ é a tangibilidade do ativo, calculada proporção dos ativos fixos sobre os ativos totais; CO_{it} é o ciclo operacional, medido pelo logaritmo natural da soma dos dias de contas a receber e dias de manutenção de estoque; $\sigma RNOA_{it}$ é a volatilidade da lucratividade, medida pelo desvio-padrão da lucratividade dos ativos operacionais.

Neste estudo, a variável de interesse IA_{it} é medida de quatro formas distintas, conforme descrito na Tabela 1.

3.2.1 Variável de interesse: Informatividade do Ativo

O lucro contábil diz respeito à confrontação de receitas, despesas e custo consumido, registrados, mensurados e evidenciados conforme os princípios contábeis normalmente aceitos. O lucro econômico é o incremento ao valor presente do patrimônio líquido e envolve aspectos subjetivos (Fuji, 2004).

O modelo empírico que mede a informatividade dos ativos contábeis é fundamentado na premissa de que o lucro contábil é capaz de capturar o lucro econômico fornecendo estimativa de valor da empresa (Black, 1980).

A partir da premissa de que os ativos contábeis são relevantes para informar sobre o capital econômico de uma empresa, a informatividade do ativo pode ser medida pelo poder explicativo de uma regressão do lucro em função de ativos defasados. Isso porque, se o estoque de capital determina a renda econômica, quanto maior o poder explicativo dessa regressão, maior a informatividade do ativo sobre o capital econômico (Chen *et al.*, 2022):

$$NOPAT_{ijt} = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}NOA_{ijt-1} + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

Em que: $NOPAT_{ijt}$ é o lucro econômico da empresa i do setor j , medido pelo lucro operacional após impostos; NOA_{ijt-1} representa os ativos operacionais utilizados em operações de longo prazo da empresa i do setor j , medidos pelo saldo inicial de ativos operacionais líquidos, calculados pela diferença entre ativos operacionais e passivos operacionais. Seguindo Soliman (2008), os ativos operacionais são calculados pelo ativo total menos caixa e equivalentes e investimentos de curto prazo; e os passivos operacionais são calculados pelo ativo total menos dívida de curto e longo prazo e patrimônio líquido.

O coeficiente de determinação (R^2) da regressão realizada conforme a Equação (7), para cada empresa i do setor j , que corresponde ao valor quadrático do coeficiente de correlação entre o lucro econômico do momento atual (E_t) e o estoque de capital do início do período (A_{t-1}), representa a informatividade do ativo contábil (ativo operacional líquido) em relação ao capital econômico. De acordo com a literatura, em especial relativa à Equação (5), a informatividade consiste na parte do $NOPAT$ explicada pelo NOA estimada pelo coeficiente de determinação da equação (7).

Foram considerados quatro modelos, cada um com uma medida de informatividade do ativo como variável explicativa de interesse. O coeficiente de determinação (R^2) da regressão realizada conforme a Equação (7) é a variável do Modelo 1 (IA_{ijt}). A partir desse coeficiente, as demais medidas foram calculadas, como se pode observar na Tabela 1.

Tabela 1

Medidas de informatividade do ativo

Modelo	Variável de interesse Informatividade do Ativo	Cálculo	Referência
1	Informatividade do ativo Global (IA_{ijt})	$IA_{ijt} = R_{ijt}^2 = \frac{Cov^2(NOPAT_t, NOA_{t-1})}{Var(NOPAT_t)Var(NO A_{t-1})}$	Chen <i>et al.</i> (2022)
2	Informatividade do ativo: Não discricionária ($IA_{ind,t}$)	$IA_{ind,t} = R_{ind,t}^2 = \frac{e^{\hat{\phi}_{it}}}{1 + e^{\hat{\phi}_{it}}}$, em que $\hat{\phi}_{it} = \frac{1}{N_{it}} \sum_{j=1}^{N_{it}} \left(\ln \frac{R_{ijt}^2}{1 - R_{ijt}^2} \right)$ de todas as empresas i da indústria j no trimestre t .	Chen <i>et al.</i> (2022)
3	Informatividade do ativo: Parte discricionária - Opção 1 ($IA_{firm1,t}$)	$IA_{firm1,t} = R_{firm1,t}^2 = \frac{R_{ijt}^2 - R_{ind,t}^2}{1 - R_{ind,t}^2}$	Chen <i>et al.</i> (2022)
4	Informatividade do ativo: Parte discricionária - Opção 2 ($IA_{firm2,t}$)	$IA_{firm2,t} = R_{firm2,t}^2 = \sqrt{(R_{ijt}^2 - R_{ind,t}^2)^2}$	Elaborada pelos autores

Fonte: elaborada pelos autores.

Para o Modelo 1, foi adotada janela móvel, a fim de gerar uma IA_{ijt} para cada empresa-trimestre adicional de mar/2015 a dez/2021, e essa série foi considerada como variável independente. Essa medida é chamada de IA Global.

Posteriormente, com base na IA_{ijt} de cada empresa-setor-trimestre, foram calculadas as componentes não discricionária e discricionária. Seguindo as especificações destacadas na Tabela 1, a informatividade não discricionária ($IA_{ind,t}$) representa os efeitos médios de todas as empresas da indústria, sendo a variável de interesse inserida no Modelo 2.

A parte discricionária da informatividade do ativo ($IA_{firm1,t}$) é a variável de interesse do Modelo 3. Essas variáveis são calculadas conforme a proposição de Chen *et al.* (2022).

Adicionalmente, este estudo apresenta uma medida alternativa para a parte discricionária da informatividade do ativo ($IA_{firm2,t}$). Observou-se que a métrica sugerida por Chen *et al.* (2022) - ($IA_{firm1,t}$) - apresentava uma elevada dispersão em relação à diferença entre a IA Global (IA_{ijt}) e sua parte inata ($IA_{ind,t}$). Assim, para a parte discricionária, adotou-se a raiz do quadrado da diferença entre a IA Global e sua parte não discricionária, como está descrito na Tabela 1. Essa variável de interesse foi inserida no Modelo 4.

Para contornar o problema de amostras pequenas nas regressões para cada empresa, de apenas 12 trimestres optou-se, tal como em Chen *et al.* (2002), por utilizar as janelas trimestrais de $t-3$ a t , gerando amostras consideravelmente maiores.

3.2.2 Variáveis de controle

As variáveis de controle foram selecionadas seguindo Chen *et al.* (2022), porém com foco na sua relação com o risco sistemático.

Uma vez que maior produtividade do ativo levaria a maior rentabilidade, espera-se que a relação com o risco sistemático seja negativa. Essa premissa é baseada na literatura sobre rentabilidade do ativo, pelo entendimento de que ambas tratam de fenômeno correlacionado (Sarmiento-Sabogal & Sadeghi, 2015).

Uma vez que empresas maiores seriam menos arriscadas por conseguirem acessar melhores condições para desenvolver suas operações, como crédito e fornecedores, espera-se relação *negativa* tamanho e risco sistemático (Beaver *et al.*, 1970; Castagna & Matolcsy, 1978; Atiase, 1985). Como contraponto, algumas pesquisas apontam relação positiva, devido a riscos que essas empresas enfrentariam, por exemplo, maiores gastos com P&D (Koussis & Makrominas, 2015; Wiyono & Mardijuwono, 2020).

Empresas que apresentam baixa relação *book-to-market* (B2M) são consideradas com maior potencial de crescimento e empresas de alto B2M são empresas de valor, pois seu patrimônio líquido é mais próximo ou maior que o valor de mercado. Espera-se que a relação entre o risco sistemático e empresas com baixo B2M seja negativa (Koussis & Makrominas, 2015). Observe que a relação negativa não significa menor risco. Ao contrário, por serem empresas possivelmente relacionadas a atividades de tecnologia, internet ou intensivas em P&D, são percebidas como mais arriscadas. Para essas empresas o mercado falharia em compreender adequadamente as informações contábeis, atribuindo maior risco aos gastos em P&D ou ativos intangíveis, que não são reconhecidos pela sua capacidade de gerar ganhos futuros, mas por aumentarem a imprevisibilidade dos fluxos de caixa futuros, dando a impressão de que esses gastos seriam ruins para a empresa (Mohanram, 2005; Kothari, *et al.*, 2002).

Por outro lado, é esperada relação positiva com o risco sistemático para empresas com alto B2M, que são consideradas mais arriscadas por sua tendência de apresentarem dificuldades financeiras, por terem menos acesso a canais de divulgação e por terem menor cobertura de analistas (Piotroski, 2000).

Em relação à tangibilidade, que é o nível de capital fixo em relação ao ativo total, existem duas vertentes. A primeira considera que a variável teria relação positiva com o risco sistemático em função da maior exposição que grandes gastos de capital associados a aumentos na alavancagem operacional causariam (Lev, 1974; Jose & Stevens, 1987). A outra corrente considera que as empresas com alta tangibilidade, intensivas em capital, são propensas a exercerem poder de monopólio, o que reduziria a sua exposição a riscos sistemáticos (Subrahmanyam & Thomadakis, 1980; Barton, 1988).

Espera-se que a relação do ciclo operacional com o beta seja positiva, pois quanto menor o ciclo, maior a disponibilidade de recursos e menor o risco decorrente de descasamento de fluxos de ativos correntes passivos correntes, que é a liquidez corrente. O nível de liquidez corrente possui relação negativa com o risco sistemático (Beaver *et al.*, 1970; Castagna & Matolcsy, 1978)

Espera-se que a volatilidade dos lucros e o risco sistemático sejam positivamente relacionados (Beaver *et al.*, 1970; Hong & Sarkar, 2007). Essa relação corrobora o entendimento de que a volatilidade dos lucros é uma medida de incerteza, negativamente associada à previsibilidade dos lucros, podendo ser determinada tanto por fatores econômicos que estão representados no prêmio de risco de mercado, quanto a fatores contábeis, determinados pela própria empresa ou pelo sistema de medição contábil (Dichev & Tang, 2009).

Por fim, destaque-se que a seleção das variáveis de controle observa o princípio da parcimônia no sentido de manter o modelo o menor possível. De fato, essas *variáveis de controle, como será visto adiante*, são suficientes para se obter modelos que não violam os pressupostos da regressão.

4. Apresentação e Discussão dos Resultados

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis consideradas no estudo. Observa-se que a maioria das séries é assimétrica à esquerda, com mediana menor que a média. A maior amplitude é da volatilidade dos lucros ($\sigma RNOA$), que também apresenta o maior desvio-padrão. Em relação ao risco sistemático (β_{it}), observa-se que a média e mediana são próximas de 1, o que significa risco médio das empresas próximo ao do mercado. A informatividade do ativo média de 0,30 significa que para essa amostra e período, 30% do lucro é explicado pelo ativo defasado.

Tabela 2

Estatísticas descritivas

	β_{it}	IA_{ijt}	$IA_{ind,t}$	$IA_{firm1,t}$	$IA_{firm2,t}$	Θ	TAM	$B2M$	$TANG$	CO	$\sigma RNOA$
Média	0,848	0,299	0,183	0,139	0,219	0,056	15,038	0,862	0,229	4,803	0,289
Mediana	0,781	0,225	0,165	0,061	0,157	0,062	15,131	0,585	0,201	4,765	0,057
Máximo	3,392	0,946	0,548	0,940	0,844	0,952	19,149	5,902	0,825	7,896	19,73
Mínimo	-1,103	0,000	0,001	-0,887	0,000	-3,873	9,626	0,000	0,000	2,049	0,008
Desvio-Padrão	0,656	0,269	0,088	0,331	0,184	0,280	1,782	0,959	0,192	0,859	1,213
Assimetria	0,498	0,653	1,021	0,458	1,111	-3,308	-0,224	2,138	0,723	0,490	8,967
Curtose	3,321	2,223	4,092	2,481	3,423	44,549	2,685	8,374	2,832	3,848	104,3

Fonte: elaborada pelos autores.

Preliminarmente às estimações, foram realizados testes para verificar a robustez dos dados. As variáveis explicativas foram testadas quanto à sua multicolinearidade com as demais por meio do fator de inflação de variância (VIF). As variáveis não apresentaram indícios de multicolinearidade segundo o teste VIF.

Foram realizados testes de Bartlett, Levene e Brown-Forsythe, os quais sugeriram que a hipótese de homocedasticidade dos resíduos deve ser rejeitada. Além disso, os testes de Durbin-Watson e Wooldridge (2010) sugerem que existe autocorrelação positiva dos resíduos.

Por esse motivo, todas as estimações foram realizadas adotando-se erros padrões robustos pelo método *Cross-Section Seemingly Unrelated Regression* (SUR) usando *Panel-Corrected Standard Errors* (PCSE), a fim de evitar problemas de heterocedasticidade e autocorrelação serial dos resíduos. Ademais, foram adotados efeitos fixos, corroborados pela rejeição da hipótese de redundância desses efeitos. Ademais, corroborando Chen *et al.* (2022), as regressões com efeitos fixos geraram modelos com maior poder de explicação do que aqueles com dados agrupados. Por meio do teste de Hausman, é possível fazer a comparação entre efeitos fixos e aleatórios. Porém, as premissas do cálculo de variância do teste de Hausman podem não ser consistentes com erros padrões robustos que foram adotados (Li & Wibbens, 2023). Por esse motivo, as estimações com efeitos aleatórios não foram realizadas.

Os resultados das estimações realizadas estão dispostos na Tabela 3. Conforme esperado, a qualidade da informação contábil medida pela informatividade do ativo global (IA_{ijt}) é estatisticamente significativa e possui relação negativa com o risco sistemático das empresas negociadas no mercado acionário brasileiro, corroborando tanto as pesquisas sobre a qualidade da informação contábil quanto a teoria q de investimento (Francis *et al.*, 2005; Ma, 2017; Xing & Yan, 2019; Chen *et al.*, 2022). A interpretação desse resultado é de que os investidores consideram a informação sobre ativo como qualificada para medir o capital econômico em suas avaliações de empresas.

A informatividade do ativo não discricionária (IA_{ind}), indicador relacionado a fatores que estão fora do controle diário da administração, que são característicos da indústria, do modelo de negócio, do ambiente operacional e das regras contábeis, é relevante e negativamente associada ao risco sistemático, sendo seu efeito mais intenso que a medida global e partes discricionárias. Tais resultados podem estar relacionados aos efeitos relevantes dos pares sobre o risco sistemático das empresas, uma externalidade já documentada na literatura (Ma, 2017).

A parte discricionária da informatividade do ativo (IA_{firm1}), conforme proposição de Chen *et al.* (2022), também é negativamente associada ao risco sistemático. Entretanto, seu coeficiente é apenas 40% do coeficiente da medida proposta neste estudo (IA_{firm2}), sendo esse achado uma contribuição adicional desta pesquisa para o desenvolvimento da literatura correlata.

Tabela 3
Resultado das estimações

Modelo Base				
$\beta_{it+1} = \alpha_{it} + \beta_1 IA_{it} + \lambda_1 Theta_{it} + \lambda_2 TAM_{it} + \lambda_3 B2M_{it} + \lambda_4 TANG_{it} + \lambda_5 CO_{it} + \lambda_6 \sigma RNOA_{it} + \varepsilon_{it}$				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Const.	-0,452 (0,354)	-0,568 (0,356)	-0,407 (0,363)	-0,399 (0,357)
$IA_{it}^{(a)}$	-0,093 *** (0,021)	-0,248 ** (0,123)	-0,051 *** (0,018)	-0,129 *** (0,027)
$THETA_{ij}$	-0,032 (0,031)	-0,045 (0,029)	-0,037 (0,031)	-0,035 (0,03)
TAM_{ij}	0,110 *** (0,024)	0,119 *** (0,025)	0,106 *** (0,025)	0,106 *** (0,025)
$B2M_{ij}$	-0,075 *** (0,017)	-0,074 *** (0,017)	-0,074 *** (0,018)	-0,075 *** (0,017)
$TANG_{ij}$	-0,396 *** (0,099)	-0,404 *** (0,093)	-0,397 *** (0,099)	-0,404 *** (0,099)
OC_{ij}	-0,031 (0,022)	-0,031 (0,022)	-0,030 (0,022)	-0,029 (0,022)
$\sigma RNOA_{ij}$	-0,014 * (0,007)	-0,013 * (0,007)	-0,014 * (0,007)	-0,015 ** (0,007)
$R^2 Aj.$	0,678	0,677	0,678	0,678
$Est. F$	47,38 ***	47,59 ***	47,34 ***	47,36 ***
Nº Obs.	4612	4654	4612	4612

Nota: a) IA_{it} representa a informatividade do ativo nos termos da Tabela 1 - no Modelo 1, a informatividade global (partes discricionária e não discricionária) do ativo (IA_{ijt}); no Modelo 2, a informatividade (parte não discricionária) do ativo ($IA_{ind,t}$); no Modelo 3, a informatividade (parte discricionária) do ativo da empresa ($IA_{firm1,t}$) calculada conforme Chen et al. (2022); e, no Modelo 4, a informatividade (parte discricionária) do ativo da empresa ($IA_{firm2,t}$) calculada na forma proposta pelos autores. Os valores entre parênteses são os desvios-padrão de cada estimativa, em que ***, **, * designam o nível de significância dos parâmetros a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: elaborada pelos autores.

Os resultados revelam que as características idiossincráticas da empresa implícitas no ativo contabilizado - fruto das escolhas contábeis e das decisões diárias da administração sobre a operação de curto prazo e investimento - são úteis como medida de qualidade da informação contábil, ainda que com menor sensibilidade inferior aos efeitos não discricionários sobre o risco sistemático.

Ao passar para as variáveis de controle, verifica-se que o tamanho apresentou relação positiva com o risco sistemático, corroborando as pesquisas que afirmam que essas empresas enfrentam mais riscos, especialmente os relacionados a maiores gastos com P&D (Koussis & Makrominas, 2015; Wiyono & Mardijuwono, 2020).

A variável B2M apresentou relação negativa com o risco sistemático. Esse resultado possui duas interpretações possíveis. Empresas com alto B2M (alto valor) estão sendo consideradas com menor risco sistemático, possivelmente devido à reavaliação dos investidores quanto a possível sobrevalorização passada. Os investidores podem usar informações históricas relevantes para eliminar de suas carteiras empresas com perspectivas futuras ruins. Existem benefícios relacionados à análise mais aprofundada das demonstrações financeiras, especialmente para o caso de pequenas e médias empresas, empresas com baixo giro de ações e empresas sem acompanhamento de analistas, que pode ser o caso (Piotroski, 2000).

A análise da relação negativa, na perspectiva das empresas com baixo B2M (oportunidade de crescimento) estaria fundamentada na hipótese de que haveria falha do mercado em compreender adequadamente as informações contábeis, atribuindo maior risco em função de gastos com P&D ou de ativos intangíveis que não são reconhecidos pela sua capacidade ganhos futuros (Mohanram, 2005).

A variável tangibilidade apresentou relação negativa e significativa com o risco sistemático. Esse resultado corrobora o entendimento de Barth *et al.* (2023) na medida em que, com a transição do mundo para uma nova economia, as medidas que se fundamentam em ativos fixos podem estar apresentando menor relevância em relação a medidas que considerem ativos intangíveis, oportunidades de crescimento e medidas alternativas de desempenho. Desse modo, o risco inerente aos custos fixos ou os efeitos positivos de posição monopolista estariam negativamente associados ao risco sistemático no contexto da nova economia atualizando, para o caso brasileiro, os achados de pesquisas mais antigas como Lev (1974), Jose e Stevens (1987), Subrahmanyam e Thomadakis (1980) e Barton (1988).

A volatilidade dos resultados das empresas está negativamente associada ao risco sistemático, divergindo da literatura correlata em que essa variável representa incerteza quanto ao futuro da empresa, podendo ser consequência tanto de situações econômicas quanto contábeis (Beaver *et al.*, 1970; Hong & Sarkar, 2007; Dichev & Tang, 2009).

As variáveis produtividade e ciclo operacional não se apresentaram relevantes para risco sistemático no contexto brasileiro.

5. Testes Suplementares

Para validar os resultados da pesquisa, foram realizados testes suplementares. Em todos os testes descritos nesta seção, as variáveis de controle do modelo principal foram mantidas. Primeiramente, a variável dependente do modelo principal, o beta alavancado, foi substituído pelo beta desalavancado. A associação negativa das medidas de informatividade do ativo com o risco sistemático foi mantida, porém com menor intensidade em todas as suas variações.

Aprofundando os testes de robustez, foram estimadas regressões com variáveis *dummies* para os anos de 2016 a 2021, para representarem eventos macroeconômicos que possam afetar as variáveis explicativas, de forma a mitigar eventuais problemas de endogeneidade. Por exemplo, o ano de 2019 marcou o início da vigência da *International Financial Reporting Standard 16* – IFRS 16, referente à contabilização de *leasings*. Essa norma passou a não mais permitir que os arrendamentos operacionais fossem mantidos fora do balanço o que obrigou a contabilização de ativos de direitos de uso e de passivos de arrendamento, o que pode ter piorado os indicadores financeiros de muitas empresas. Os anos de 2020 e 2021 marcaram a incidência da pandemia por coronavírus, a Covid-19.

Os resultados comprovam a relevância estatística, pois todos os anos são significantes e positivamente associados ao risco sistemático. Além disso, quando os anos são adicionados à regressão, a variável de informatividade não discricionária perde relevância estatística, o que indica algum efeito macroeconômico simultâneo a esse indicador setorial, para o caso da janela de cinco anos do beta e variáveis de informatividade do ativo.

Adicionalmente, foram realizados testes com janelas de três anos (12 trimestres) e de 7 anos (28 trimestres) para a estimação do beta e da informatividade do ativo, diferentes do modelo principal que adotou cinco anos ou 20 trimestres.

Para as janelas de três anos, os resultados com o beta alavancado são análogos aos do modelo principal, o que ratifica a importância da informatividade do ativo e sua relação negativa com o risco sistemático. No caso do beta desalavancado, observou-se relevância da informatividade não discricionária (IA_{ind}) e da informatividade discricionária proposta pelos autores deste estudo (IA_{firm2}), com o sinal negativo esperado.

Porém, quando são adicionadas *dummies* dos anos de 2014 a 2021, verifica-se que apenas IA_{firm2} é significativa e negativamente associada ao risco sistemático, quando alavancado, novamente indicando possível efeito simultâneo de variáveis macroeconômicas sobre as variáveis de informatividade calculadas com janelas de três anos, o que faz sentido, tendo em vista que ativo e resultado podem ser afetados pelo ambiente macroeconômico. Em relação à relevância dos anos inseridos, com exceção de 2014 e 2015, todos estão positivamente relacionados com o risco sistemático.

No caso das janelas de sete anos, observa-se que a esperada relação negativa com o risco sistemático é mantida significativa, mas apenas para a informatividade global (IA_i) e discricionária (IA_{firm1} ; IA_{firm2}) no caso do beta alavancado; e não discricionária (IA_{ind}), no caso do beta desalavancado.

Quando adicionados, os anos de 2018 a 2021 se apresentam positivamente relacionados ao beta alavancado, mas quando o beta é desalavancado, somente os anos de 2019 a 2021 se mantêm relevantes. A inclusão dos anos na regressão revelou que as informatividades global e não discricionária (IA_i e IA_{ind}) se relacionam com o beta alavancado, mas com o beta desalavancado, apenas a informatividade não discricionária (IA_{ind}) importa, com associação negativa.

Desse modo, testes com janelas maiores e menores que a regressão principal indicam que o tamanho mais adequado é *mesmo*, a janela de 5 anos (20 trimestres), e que com janelas diferentes, a informatividade não discricionária (IA_{ind}), que indica as características setoriais, se sobrepõe às demais medidas em termos de relevância, tanto para o beta alavancado quanto desalavancado, corroborando a existência de externalidades do efeito da indústria sobre o risco sistemático (Ma, 2017).

Além disso, fica clara a interferência do ambiente macroeconômico quando se observam os resultados após a inclusão de *dummies* anuais. Entretanto, a associação negativa não se modifica, e a significância estatística da informatividade do ativo pode, por vezes, se alternar em relação às quatro medidas do estudo, mas não deixam de revelar sua importância.

Adicionalmente, foram realizados testes para verificar possível comportamento diferenciado por setor econômico, utilizando janela de cinco anos para o beta, informatividade do ativo e ERC.

Para o setor de bens industriais, maior IA_{ind} está associada a maior risco sistemático (alavancado ou não). IA_{firm1} mantém o sentido negativo esperado de sua relação com o risco, mas somente quando alavancado.

No setor de utilidades públicas, enquanto IA_{ind} apresenta sinal negativo quanto à relação com o risco sistemático, IA_{firm1} e IA_{firm2} apresentam sinal positivo, revelando possivelmente má avaliação dos investidores quanto às escolhas discricionárias das empresas desse setor.

No setor de saúde, todas as medidas de informatividade do ativo estão associadas a maior risco (exceto IA_{ind} para o beta desalavancado), não corroborando a literatura prévia. De modo contrário, no setor de consumo cíclico, todas as medidas de informatividade do ativo corroboram o sinal negativo esperado em relação ao risco sistemático, alavancado ou não (exceto IA_{firm1} para o beta desalavancado).

Um setor no qual a informatividade do ativo não importa para o risco sistemático é o de consumo não cíclico, independentemente se o beta é alavancado ou não. Já os setores de materiais básicos e petróleo, gás e combustíveis convergiram com relação negativa e significativa de IA e IA_{firm} com o beta. Entretanto, para o caso de materiais básicos, maior IA_{ind} está associada a maior risco sistemático.

A informatividade do ativo das empresas do setor de comunicações corrobora a literatura, apresentando relação negativa com o risco sistemático alavancado, porém apenas quando medida por IA global ou IA_{ind} . Quando o beta é desalavancado, apenas IA_{firm} é significativa e com relação positiva.

Adicionalmente, ainda que o objetivo deste estudo consista em propor o uso da informatividade do ativo como medida de qualidade da informação, foi realizada comparação com informatividade dos lucros, que é conhecida como *Earnings Response Coefficient* (ERC), medida conforme Dechow *et al.*, (2010). Em nenhuma das regressões iniciais, com beta alavancado ou desalavancado, essa variável foi relevante.

Entretanto, os testes por setores trouxeram à tona a significância estatística da variável ERC para os setores de utilidades públicas e comunicações, em que a relação é negativa, com o beta alavancado ou não. Já para os setores de materiais básicos e consumo não cíclico, a relação é positiva e somente ocorre quando o beta é alavancado.

Ressalte-se que Dechow *et al.*, (2010), apesar de apresentarem várias medidas de qualidade de lucros, inclusive o ERC, afirmam que esses indicadores medem propriedades diferentes do lucro. Corroborando esse entendimento, os resultados indicam que o ERC não é comparável à informatividade do ativo.

Portanto, verifica-se que quando se observa com maior detalhamento a relação entre informatividade do ativo ou do lucro por setores, as relações variam a depender da medida utilizada e se há, ou não, efeito de alavancagem financeira no beta.

6. Conclusão

Este estudo analisou o efeito da informatividade do ativo contábil sobre o risco sistemático. A informatividade do ativo é uma medida de qualidade da informação contábil, que diz respeito à capacidade do ativo operacional contábil de informar sobre o valor do capital econômico de uma empresa.

A partir da utilização de quatro modelos estimados por mínimos quadrados ordinários, com dados transversais em painel e dados de 2010 a 2021 das empresas brasileiras negociadas na B3, foi analisado como a informatividade do ativo influencia o risco sistemático. Complementarmente, foram analisadas as influências de cada parcela da informatividade do ativo, a específica da empresa (discricionária) e típica do setor (não discricionária) sobre o risco sistemático da empresa. Para a parte discricionária, além da medida prevista na literatura, foi proposta neste estudo uma medida alternativa. Também foram consideradas variáveis de controle nos modelos, quais sejam: produtividade do ativo, tamanho, crescimento, tangibilidade, ciclo operacional e volatilidade da lucratividade.

Os resultados revelam que a informatividade do ativo é relevante e está negativamente associada ao risco sistemático das empresas brasileiras, em qualquer das quatro medidas utilizadas no estudo servindo, portanto, como medida alternativa útil para usuários que desejam fazer estimativas do valor intrínseco das empresas.

Quando se observa separadamente a parte não discricionária, verifica-se sua intensidade é próxima de um desvio-padrão superior à dos efeitos da informatividade global e da discricionária. Esse resultado indica possível efeito de externalidades do efeito da indústria sobre o risco sistemático, como sugerido por Ma (2017).

A parte discricionária medida conforme Chen *et al.* (2022) é relevante, mas sua intensidade é apenas 40% da carga fatorial da medida proposta pelos autores, sendo essa uma contribuição deste estudo para o desenvolvimento da literatura correlata. Tais achados evidenciam que as características específicas das empresas relativas às suas escolhas contábeis, suas decisões diárias da administração quanto à operação e aos investimentos são relevantes, mas com menor intensidade em relação aos efeitos da indústria.

As variáveis de controle oportunidade de crescimento, tangibilidade e volatilidade do lucro apresentaram relação negativa com o risco sistemático, enquanto a variável tamanho demonstrou associação positiva. As variáveis produtividade e ciclo operacional não foram estatisticamente significantes.

Foram realizados os seguintes testes suplementares: regressões utilizando o beta desalavancado para medir o risco sistemático; comparações das variáveis *IA* com o coeficiente de resposta aos lucros (ERC); inclusão de variáveis *dummies* representativas dos anos e de efeitos macroeconômicos nos modelos; adoção de janelas maiores e menores para estimativa do beta e da informatividade do ativo; e testes de interações de *IA* por setores econômicos.

Em geral, os testes corroboram os resultados de que a informatividade do ativo está negativamente associada ao risco sistemático. A inclusão dos anos revelou possível endogeneidade nas medidas de informatividade e a separação por setores indicou comportamento diferenciado, tanto em relação à significância estatística quanto sobre o sentido da relação, a depender do caso. Além disso, apenas com esse aprofundamento foi possível identificar a relevância da variável ERC, que representa a informatividade dos lucros.

A principal limitação do estudo está relacionada à quantidade dos dados, motivada pelo tamanho do mercado acionário brasileiro e pelo relativamente pequeno período após a convergência do Brasil às normas internacionais de contabilidade.

O trabalho contribui tanto para a literatura sobre qualidade da informação contábil, que é amplamente baseada no resultado contábil, quanto para a literatura sobre determinantes do custo de capital. O tema é relevante para usuários da informação contábil, notadamente investidores, por sugerir fonte de informação relevante para as suas estimativas de valor da empresa e consequente alocação de capital. Também é relevante para preparadores e reguladores contábeis, ao fornecer evidências das consequências econômicas das escolhas contábeis relativas à mensuração, reconhecimento e evidenciação de ativos contábeis.

Como oportunidade para pesquisas futuras, considera-se verificar se a informatividade do ativo se modifica com alterações de normas contábeis emitidas pelos órgãos reguladores, identificar se os determinantes da informatividade do ativo são os mesmos para as demais medidas de qualidade da informação contábil, bem como demonstrar possíveis determinantes das variações entre setores e até países.

Referências

- Aboody, D., Hughes, J., & Liu, J. (2005). Earnings quality, insider trading, and cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 43(5), 651-673. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2005.00185.x>
- Andrei, D., Mann, W., & Moyen, N. (2019). Why did the q theory of investment start working?. *Journal of Financial Economics*, 133(2), 251-272. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.03.007>
- Armstrong, C. S., Banerjee, S., & Corona, C. (2013). Factor-loading uncertainty and expected returns. *The Review of Financial Studies*, 26(1), 158-207. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhs102>
- Atiase, R. K. (1985). Predisclosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 23(1), 21-36. <https://doi.org/10.2307/2490905>
- Bai, J., Philippon, T., & Savov, A. (2016). Have financial markets become more informative?. *Journal of Financial Economics*, 122(3), 625-654. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.08.005>
- Ball, R., & Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2), 159-178. <https://doi.org/10.2307/2490232>
- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 77-104. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00019-2](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00019-2)

- 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>
- Barton, S. L. (1988). Diversification strategy and systematic risk: Another look. *Academy of Management Journal*, 31(1), 166-175. <https://doi.org/10.5465/256503>
- Beaver, W. H. (1968). The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 6, 67-92. <https://doi.org/10.2307/2490070>
- Beaver, W., Kettler, P., & Scholes, M. (1970). The association between market determined and accounting determined risk measures. *The Accounting Review*, 45(4), 654-682. <https://www.jstor.org/stable/244204>
- Black, F. (1980). The magic in earnings: Economic earnings versus accounting earnings. *Financial Analysts Journal*, 36(6), 19-24. <https://doi.org/10.2469/faj.v36.n6.19>
- Castagna, A. D., & Matolcsy, Z. P. (1978). The relationship between accounting variables and systematic risk and the prediction of systematic risk. *Australian Journal of Management*, 3(2), 113-126. <https://doi.org/10.1177/031289627800300>
- Chen, Q., Schipper, K., & Zhang, N. (2022). Measuring Accounting Asset Informativeness. *The Accounting Review*, 97(4), 209-236. <https://doi.org/10.2308/TAR-2019-0585>
- DeAngelo, L. E. (1986). Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *Accounting Review*, 61(3), 400-420. <https://www.jstor.org/stable/247149>
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting Review*, 70(2), 193-225. <https://www.jstor.org/stable/248303>
- Dechow, P., Ge, W., & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344-401. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.09.001>
- Dichev, I. D., & Tang, V. W. (2009). Earnings volatility and earnings predictability. *Journal of Accounting and Economics*, 47(1-2), 160-181. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2008.09.005>
- Dutta, S., & Nezlobin, A. (2017). Dynamic effects of information disclosure on investment efficiency. *Journal of Accounting Research*, 55(2), 329-369. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12161>
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295-327. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.06.003>
- Francis, J., Nanda, D., & Olsson, P. (2008). Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 46(1), 53-99. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2008.00267.x>
- Fuji, A. H. (2004). O conceito de lucro econômico no âmbito da contabilidade aplicada. *Revista Contabilidade & Finanças*, 15(36), 74-86. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772004000300004>
- Hayashi, F. (1982). Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica*, 50(1), 213-224. <https://doi.org/10.2307/1912538>
- Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 7(1-3), 85-107. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(85\)90029-1](https://doi.org/10.1016/0165-4101(85)90029-1)
- Holthausen, R. R., & Watts, R. (2001). The Relevance of the Value-Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1), 3-75. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00029-5](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00029-5)
- Hong, G., & Sarkar, S. (2007). Equity systematic risk (beta) and its determinants. *Contemporary Accounting Research*, 24(2), 423-466. <https://doi.org/10.1506/8187-56KM-6511-Q532>
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *The Review of Financial Studies*, 28(3), 650-705. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu143>

- Hribar, P., & Jenkins, N. T. (2004). The effect of accounting restatements on earnings revisions and the estimated cost of capital. *Review of Accounting Studies*, 9(2-3), 337-356. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.488003>
- Hughes, J. S., Liu, J., & Liu, J. (2007). Information asymmetry, diversification, and cost of capital. *The Accounting Review*, 82(3), 705-729. <https://doi.org/10.2308/accr.2007.82.3.705>
- International Accounting Standards Board. (2018). *Conceptual framework for financial reporting*. <https://www.ifrs.org/issued-standards/list-of-standards/conceptual-framework/>
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228. <https://doi.org/10.2307/2491047>
- Jose, M. L., & Stevens, J. L. (1987). Product market structure, capital intensity, and systematic risk: empirical results from the theory of the firm. *Journal of Financial Research*, 10(2), 161-175. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1987.tb00488.x>
- Kanodia, C., Singh, R., & Spero, A. E. (2005). Imprecision in accounting measurement: Can it be value enhancing? *Journal of Accounting Research*, 43(3), 487-519. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2005.00178.x>
- Kothari, S. P., Laguerre, T. E., & Leone, A. J. (2002). Capitalization versus expensing: Evidence on the uncertainty of future earnings from capital expenditures versus R&D outlays. *Review of Accounting Studies*, 7(4), 355-382. <https://doi.org/10.1023/A:1020764227390>
- Koussis, N., & Makrominas, M. (2015). Growth options, option exercise and firms' systematic risk. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 44, 243-267. <https://doi.org/10.1007/s11156-013-0405-5>
- Lambert, R., Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2), 385-420. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2007.00238.x>
- Lev, B. (1974). On the association between operating leverage and risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9(4), 627-641. <https://doi.org/10.2307/2329764>
- Li, X., & Wibbens, P. D. (2023). Broken Effects? How to Reduce False Positives in Panel Regressions. *Strategy Science*, 8(1), 103-116. <https://doi.org/10.1287/stsc.2022.0172>
- Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587-615. <https://doi.org/10.2307/2977249>
- Ma, M. (2017). Economic links and the spillover effect of earnings quality on market risk. *The Accounting Review*, 92(6), 213-245. <https://doi.org/10.2308/accr-51715>
- Mohanram, P. S. (2005). Separating winners from losers among lowbook-to-market stocks using financial statement analysis. *Review of Accounting Studies*, 10, 133-170. <https://doi.org/10.1007/s11142-005-1526-4>
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), 768-783. <https://doi.org/10.2307/1910098>
- Ohlson, J. A. (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>
- Patton, A. J., & Verardo, M. (2012). Does beta move with news? Firm-specific information flows and learning about profitability. *The Review of Financial Studies*, 25(9), 2789-2839. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhs073>
- Piotroski, J. D. (2000). Value investing: The use of historical financial statement information to separate winners from losers. *Journal of Accounting Research*, 38(suplemento), 1-41. <https://doi.org/10.2307/2672906>
- Sarmiento-Sabogal, J., & Sadeghi, M. (2015). Estimating the cost of equity for private firms using accounting fundamentals. *Applied Economics*, 47(3), 288-301. <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.969826>

- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Soliman, M. T. (2008). The use of DuPont analysis by market participants. *The Accounting Review*, 83(3), 823-853. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.3.823>
- Subrahmanyam, M. G., & Thomadakis, S. B. (1980). Systematic Risk and the Theory of the Firm. *The Quarterly Journal of Economics*, 94(3), 437-451. <https://doi.org/10.2307/1884578>
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29. <https://doi.org/10.2307/1991374>
- Xing, Y. (2008). Interpreting the value effect through the Q-theory: An empirical investigation. *The Review of Financial Studies*, 21(4), 1767-1795. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhm051>
- Xing, X., & Yan, S. (2019). Accounting information quality and systematic risk. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 52, 85-103. <https://doi.org/10.1007/s11156-018-0703-z>
- Wiyono, E. R., & Mardijuwono, A. W. (2020). Leverage, Profitability, Firm Size, Exchange Rate, and Systematic Risk: Evidence from the Manufacturing Industry in Indonesia. *Cuadernos de Economía*, 43(122), 105- 242. <https://cude.es/submit-a-manuscript/index.php/CUDE/article/view/28>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Wu, J., Zhang, L., & Zhang, X. F. (2010). The q-theory approach to understanding the accrual anomaly. *Journal of Accounting Research*, 48(1), 177-223. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2009.00353.x>