

Qualidade ou quantidade? O impacto no custo de capital próprio

Samantha Valentim Telles¹

 <https://orcid.org/0000-0002-6863-6991>

E-mail: samantha.telles@usp.br

Jeice Catrine Cordeiro Moreira²

 <https://orcid.org/0000-0002-4481-8547>

E-mail: jeice.catrine@unifesp.br

¹ Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária, Departamento de Contabilidade e Atuária, São Paulo, SP, Brasil

² Universidade Federal de São Paulo, Departamento de Ciências Atuariais, São Paulo, SP, Brasil

Recebido em 10/05/2023 – Desk aceite em 15/06/2023 – 3ª versão aprovada em 01/02/2024

Editor-Chefe: Andson Braga de Aguiar

Editora Associada: Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi

RESUMO

Este estudo teve como objetivo investigar o impacto simultâneo da qualidade e da quantidade de informações sobre o custo de capital próprio das empresas brasileiras listadas na B3 de 2011 a 2021. Também avaliamos qual dos dois, qualidade ou quantidade, tem um impacto maior sobre o custo de capital próprio. A qualidade contábil e o volume de informações são fatores-chave para determinar o custo de capital próprio de uma empresa. Embora vários estudos tenham explorado a relação entre essas variáveis, poucos as examinaram simultaneamente, e não conseguimos encontrar nenhum que se concentrasse nesses aspectos no mercado brasileiro. Nossos resultados sugerem que as empresas devem priorizar o aprimoramento da qualidade das informações que divulgam aos investidores em vez de simplesmente divulgar mais informações. Os órgãos normativos têm uma justificativa para fornecer orientações adicionais sobre a melhoria da divulgação de informações. Um mercado melhor informado facilita a tomada de decisões e reduz a assimetria de informações. Nossos resultados contradizem estudos anteriores que encontraram uma relação positiva entre a quantidade de informações e o custo de capital próprio, sugerindo que pesquisas futuras sobre o volume de informações também devem considerar a qualidade dessas informações. Usamos uma amostra de 1.347 observações empresa-ano e empregamos várias metodologias para avaliar os níveis de qualidade contábil e volume de informações. Nosso estudo controlou o tamanho da empresa, a alavancagem, o índice *market-to-book*, o beta, o crescimento, a internacionalização e o impacto da COVID-19 para aumentar a robustez de nossos resultados. Para garantir a validade de nossos achados, realizamos testes adicionais usando métodos alternativos para medir a qualidade e a quantidade, e os resultados foram consistentes com nossos achados originais. Constatamos que a qualidade das informações financeiras afeta o custo de capital próprio, enquanto o volume não. Nossos resultados ressaltam a importância de melhorar a qualidade das informações e apoiam as exigências regulatórias para uma divulgação mais relevante e compreensível.

Palavras-chave: custo de capital próprio, qualidade das informações, volume de informações, legibilidade.

Endereço para correspondência

Samantha Valentim Telles

Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária, Departamento de Contabilidade e Atuária
Avenida Professor Luciano Gualberto, 908 – CEP: 05508-010
Butantã – São Paulo – SP – Brasil

Este é um texto bilíngue. Este artigo foi escrito originalmente em inglês e publicado sob o DOI <https://doi.org/10.1590/1808-057x20241928.en>
Trabalho apresentado na XVII USP International Conference in Accounting, São Paulo, SP, Brasil, julho de 2017.



Quality or quantity? The impact on the cost of equity capital

ABSTRACT

This study aimed to investigate the simultaneous impact of information quality and quantity on the cost of equity capital for Brazilian firms listed on the B3 from 2011 to 2021. We also assessed which of the two, quality or quantity, has a greater impact on the cost of equity capital. Accounting quality and information volume are key factors in determining a company's cost of equity capital. While several studies have explored the relationship between these variables, few have examined them simultaneously, and we were unable to find any that focused on these aspects in the Brazilian market. Our results suggest that companies should prioritize enhancing the quality of information they disclose to investors over simply disclosing more information. Standard setters have a rationale for providing additional guidance on improving information disclosure. A better informed market facilitates better decision-making and reduces information asymmetry. Our results contradict previous studies that have found a positive relationship between information quantity and the cost of equity capital, suggesting that future research on information volume must also consider the quality of that information. We used a sample of 1,347 firm-year observations and employed various methodologies to assess the levels of accounting quality and information volume. Our study controlled for firm size, leverage, market-to-book ratio, beta, growth, internationalization, and the impact of COVID-19 to enhance the robustness of our results. To ensure the validity of our findings, we conducted additional tests using alternative methods to measure quality and quantity, and the results were consistent with our original findings. We found that the quality of financial information impacts the cost of equity capital, whereas the volume does not. Our results underscore the importance of improving information quality and support regulatory requirements for more relevant and understandable disclosure.

Keywords: cost of equity capital, information quality, information volume, readability.

1. INTRODUÇÃO

No contexto das informações financeiras, ter mais informações disponíveis geralmente é melhor (Lawrence, 2013). No entanto, quando se trata de divulgação de informações, isso pode nem sempre ser verdade (Hwang & Lin, 1999; Athanasakou et al., 2020).

Uma reação negativa e significativa das ações está frequentemente associada a baixos níveis de comunicação (Ang & Cheng, 2011), e os investidores tendem a investir mais em empresas que fornecem divulgações concisas e claras (Lawrence, 2013). Essa preferência ocorre porque um aumento do volume de divulgação ou de informações sobre uma empresa pode reduzir a incerteza dos investidores sobre como a empresa é avaliada (Leuz & Verrecchia, 2005).

Em casos em que há um volume inadequado de divulgação e alguns investidores são mais bem informados do que outros, os investidores em desvantagem tendem a ser cautelosos, protegendo-se em relação aos preços e reduzindo a atividade de negociação (Dhaliwal et al., 2011). Consequentemente, ter informações contábeis de alta qualidade e aumentar a divulgação deve levar a uma redução no custo de capital (Botosan, 1997; Verrecchia, 2001; Leuz & Verrecchia, 2005; Botosan, 2006; Silva, 2013).

Para evitar possíveis litígios, as empresas e os auditores podem optar por apresentar todas as informações de que dispõem, mesmo que não sejam materiais. Esse pode ser o motivo pelo qual algumas empresas usam as normas contábeis como *checklists*, apresentando informações que não são relevantes ou úteis.

O estudo do custo de capital próprio no mercado brasileiro é relevante porque, conforme demonstrado por Albanez (2015), ele influencia significativamente os processos decisórios de financiamento das empresas. Os resultados de sua pesquisa indicam que as empresas tendem a favorecer o financiamento por dívida quando o custo de capital próprio é mais alto.

Quando as empresas apresentam relatórios enganosos com divulgação adicional para ofuscar um desempenho ruim, o custo do capital pode aumentar (Athanasakou et al., 2020). Portanto, há vários motivos pelos quais acreditamos que as empresas tentam encontrar um equilíbrio entre a qualidade e a quantidade de informações. Esperávamos que a qualidade e a quantidade da divulgação juntas afetassem o custo de capital próprio, mas a literatura não é clara, o que levanta a questão: qual dimensão da divulgação deve ser considerada mais importante para os investidores?

Assim, o objetivo desta pesquisa é examinar o impacto simultâneo da qualidade contábil e do volume de divulgação sobre o custo de capital próprio das empresas brasileiras. Além disso, nosso objetivo é determinar qual dos dois, qualidade ou quantidade, tem um impacto maior sobre o custo de capital próprio.

Estudos anteriores se concentraram principalmente no exame dos aspectos de qualidade ou volume das informações contábeis separadamente. Por exemplo, Alencar (2005), Lopes e Alencar (2010) e Silva e Pinheiro (2015) estudaram o impacto do volume de divulgação,

enquanto Leuz e Verrecchia (2005), Lambert et al. (2007) e Nardi et al. (2009) investigaram a relação com a qualidade das informações.

No entanto, há menos estudos que investigaram os dois aspectos simultaneamente (por exemplo, Francis et al., 2008; Athanasakou et al., 2020). E não encontramos nenhum estudo semelhante aplicado ao mercado brasileiro, o que destaca uma lacuna de pesquisa significativa. Francis et al. (2008) estudaram os relatórios 10-k, concentrando-se principalmente no mercado norte-americano. Athanasakou et al. (2020) estudaram as narrativas dos relatórios anuais e incluíram *accruals* absolutos como variável de controle, mas não se concentraram na qualidade dos números contábeis. Nosso estudo se concentra em informações de empresas brasileiras e usa várias métricas para medir a qualidade e a quantidade, o que nos permite encontrar resultados robustos.

O mercado exigirá menos divulgação se a qualidade das informações tiver melhorado. Por outro lado, a retenção de informações pode ter um efeito igualmente negativo ou até pior do que a apresentação de informações ruins (Verrecchia, 1990). Isso sugere que o mercado pode preferir ter informações de baixa qualidade a não ter nenhuma informação. Assim, ambos os aspectos, qualidade e quantidade, afetam um ao outro e devem ser estudados em conjunto para entender como o mercado avalia cada um deles.

Para medir o custo de capital próprio, aplicamos o modelo de precificação de ativos de capital (*capital asset pricing model* – CAPM) e o índice preço/lucro-a-crescimento (*price/earnings-to-growth* – PEG) modificado de Easton (2004). A qualidade foi avaliada subtraindo os fluxos de caixa operacionais do lucro líquido, escalonado pelo total de ativos, e escalonando a variação no lucro líquido pela mudança nos fluxos de caixa operacionais, seguindo metodologias estabelecidas (Barth et al., 2006; Barth et al., 2008; Chen et al., 2010). O volume de divulgação foi medido pelo número de palavras e usando uma pontuação de legibilidade nas notas das demonstrações financeiras submetidas à Comissão de Valores Mobiliários (CVM).

Depois de analisar 1.347 observações empresa-ano de empresas não financeiras brasileiras, constatamos que apenas determinados aspectos da qualidade da informação, como a suavização de resultados, tiveram um impacto

sobre o custo de capital próprio. Outros fatores, inclusive o nível de *accruals* ou o pequeno lucro líquido positivo, bem como a quantidade de informações apresentadas, não afetaram significativamente o custo de capital próprio.

Esta pesquisa busca contribuir para a literatura examinando a interação entre esses dois aspectos a partir de perspectivas diferentes das utilizadas até o momento e determinar qual deles é mais relevante para influenciar o custo de capital próprio, se houver. Nossos resultados sugerem que a qualidade é mais influente do que a quantidade, de acordo com as exigências da OCPC 07 (Orientação 07 do Comitê de Pronunciamentos Contábeis, ou CPC) para informações mais relevantes e compreensíveis em vez de um volume maior de divulgação.

Os profissionais e auditores podem se beneficiar de nossos achados, pois eles fornecem *insights* sobre como o mercado percebe as informações apresentadas em várias dimensões. A relevância limitada do volume de informações para influenciar o custo de capital próprio sugere que o excesso de informações pode não beneficiar os usuários e pode levar os preparadores a buscar novas diretrizes junto aos órgãos normatizadores, especialmente no contexto de litígio.

Os analistas e investidores poderão entender melhor como são afetados pelas informações apresentadas e exigir uma divulgação melhor ou maior, dependendo do que valorizam mais. Se a qualidade das informações se tornar mais relevante para aqueles que as preparam, isso terá um impacto positivo na tomada de decisões.

Além disso, este estudo pode servir de referência para futuros pesquisadores que queiram distinguir entre esses conceitos e incorporar várias dimensões à pesquisa sobre divulgação financeira. Nossos resultados contribuem para o conjunto de pesquisas existentes ao enfatizar que as variáveis de qualidade também devem ser consideradas ao analisar o volume de informações, o que pode alterar a importância da quantidade de informações.

A Seção 2 deste artigo apresenta o referencial teórico e as medições das variáveis, incluindo uma revisão de pesquisas anteriores sobre qualidade de informação, volume de divulgação e custo de capital. A Seção 3 descreve nossa amostra e modelo. A Seção 4 apresenta nossos resultados, e a Seção 5 conclui nosso estudo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO E MEDIÇÕES

2.1 Qualidade

Neste estudo, concentramos nossa análise na qualidade dos números contábeis e nos métodos usados para produzi-los. Nosso objetivo não é avaliar a qualidade dos textos financeiros, mas sim analisar a qualidade dos

números. Portanto, a estrutura teórica que adotamos é baseada em estudos anteriores que analisaram a qualidade dos números contábeis.

Estudos anteriores examinaram o impacto da adoção das Normas Internacionais de Relatórios Financeiros (*International Financial Reporting Standards* – IFRS)

na qualidade contábil em vários países (Soderstrom & Son, 2007; Barth et al., 2008; Chen et al., 2010; Ahmed et al., 2013; Christensen et al., 2015; Silva et al., 2015) ou compararam as Normas Internacionais de Contabilidade (*International Accounting Standard* – IAS) com os Princípios Contábeis Geralmente Aceitos nos Estados Unidos (*Generally Accepted Accounting Principles* – US GAAP) (Barth et al., 2006). Com exceção de Silva et al. (2015), todos os estudos mencionados acima constataram que a adoção das IFRS melhorou a qualidade da contabilidade, mas, como Barth et al. (2006) demonstraram, os US GAAP pareciam produzir melhores resultados. Mais recentemente, Lassoued e Khanchel (2021) investigaram o impacto da pandemia da COVID-19 no gerenciamento de resultados em 2.031 empresas europeias e constataram um efeito significativo da crise sanitária.

Com base nesses estudos anteriores, a qualidade das informações pode ser medida por indicadores como gerenciamento de resultados reduzido, reconhecimento de perdas mais tempestivo e maior *value relevance*. Esses estudos empregaram várias métricas para medir essas características, com a qualidade como variável dependente. Em nosso estudo, a qualidade é a variável independente.

Buscamos incluir o maior número possível de variáveis e, ao mesmo tempo, manter um equilíbrio entre as variáveis relacionadas à qualidade, as variáveis relacionadas à quantidade e os controles necessários. Algumas variáveis adicionais foram usadas e são explicadas na análise de robustez.

Além disso, estudos anteriores usaram métodos diferentes para medir os *accruals* para métricas de gerenciamento de resultados. Em nosso estudo, calculamos os *accruals* usando duas métricas: o valor absoluto da diferença entre o lucro líquido e os fluxos de caixa operacionais dividido pelo total de ativos e a variação absoluta do lucro líquido escalonada pelo total de ativos (com base nas métricas usadas por Barth et al., 2006; Barth et al., 2008; Chen et al., 2010). A premissa de nosso estudo é que as empresas com menores *accruals* absolutos e, simultaneamente, menor suavização de resultados (ou seja, maior variação no lucro líquido dimensionada pela variação no fluxo de caixa operacional) fornecem informações de melhor qualidade.

2.2 Quantidade

Vários estudos se concentraram no impacto da carga de informações sobre as decisões dos investidores (Chewning Jr. & Harrell, 1990; Stocks & Harrell, 1995; Ang & Cheng,

2011; Lawrence, 2013). Esses estudos demonstraram que, quando os indivíduos enfrentam sobrecarga de informações, eles tendem a tomar decisões de menor qualidade (ou seja, decisões menos consistentes), têm menor precisão de previsão, mostram menor concordância entre um grupo de juízes e apresentam menos consenso. Além disso, informações mais claras e concisas tendem a resultar em retornos mais altos.

As pesquisas sobre informações também exploram a relação entre qualidade e quantidade. Por exemplo, o estudo de Verrecchia (1990) examinou como a qualidade das informações disponíveis para um gestor influencia sua motivação para divulgá-las. Usando um modelo de divulgação discricionária, ele descobriu que os gestores estão mais inclinados a divulgar informações de maior qualidade.

Em outro estudo, Francis et al. (2008) investigaram como a divulgação voluntária afeta a qualidade dos lucros. Eles analisaram dados de 677 empresas norte-americanas no período de 1991 a 2001 e descobriram que as empresas com maior qualidade de lucros tendiam a fornecer mais divulgação voluntária.

Essas constatações sugerem que a qualidade e a quantidade estão relacionadas e podem afetar diretamente uma à outra.

Embora os índices de legibilidade, como o Índice Gunning Fog, sejam frequentemente empregados para medir a qualidade da divulgação, muitas dessas métricas analisam apenas o comprimento das frases e palavras, e não seu conteúdo. Portanto, pode ser mais preciso considerar as métricas de legibilidade como métodos de medição da quantidade de informações. Isso poderia explicar por que, conforme observado no estudo de Loughran e McDonald (2014), o uso do tamanho do arquivo como uma métrica produziu melhores resultados do que o Índice Gunning Fog.

Em nosso estudo, buscamos um substituto para o volume de informações contábeis. Como não existe um formato padronizado para apresentar essas informações no Brasil, essas métricas de legibilidade poderiam afetar fortemente nossos resultados. Para resolver essa preocupação, seguimos o índice de Li (2008) para extensão e medimos a quantidade de informações como a soma das palavras e o índice de legibilidade de Flesch das notas explicativas das demonstrações financeiras submetidas à CVM.

Para medir a legibilidade, aplicamos o índice de Flesch adaptado para o português por Martins et al. (1994), que tem sido usado em estudos linguísticos desde que foi criado. A fórmula é a seguinte:

$$\begin{aligned} \text{Índice FLESCH adaptado} = & -84,6 \times (\text{número de sílabas} / \text{número de palavras}) - \\ & 1,015 \times (\text{número de palavras} / \text{número de frases}) + 248,835 \end{aligned}$$

Embora reconheçamos que outros canais também possam ser usados para divulgação, escolhemos essas métricas porque as empresas que têm eventos significativos que afetam seus resultados tendem a usar as notas explicativas para explicar o impacto financeiro de tais eventos. Assim, nossa premissa é que as empresas que optam por sobrecarregar suas divulgações também o farão nas notas explicativas.

2.3 Custo de Capital Próprio

Vários estudos exploraram fatores que podem afetar o custo de capital próprio. Por exemplo, Hail e Leuz (2007) analisaram as variações internacionais em 40 países, Dhaliwal et al. (2011) examinaram a relação com a responsabilidade social corporativa (CSR), Gonçalves et al. (2013) estudaram o nível de divulgação de relatórios de responsabilidade social entre as empresas brasileiras, Dhaliwal et al. (2016) concentraram-se no risco de concentração de clientes e Ke (2022) explorou o impacto da pandemia da COVID-19, entre muitos outros.

Alguns estudos demonstraram matematicamente que uma maior qualidade de informações leva a um menor custo de capital próprio (por exemplo, Leuz & Verrecchia, 2005; Lambert et al., 2007; Habib et al., 2019). Lambert et al. (2007) constataram especificamente que a qualidade das informações contábeis pode influenciar direta e indiretamente o custo de capital, moldando as percepções dos participantes do mercado sobre a distribuição do fluxo de caixa e impactando as decisões que alteram a distribuição futura do fluxo de caixa.

No contexto brasileiro, Nardi et al. (2009) não conseguiram estabelecer uma relação clara entre o gerenciamento de resultados e o custo de capital próprio. Embora essa relação possa variar, em geral, uma maior qualidade de informações tende a se correlacionar com um menor custo de capital. Da mesma forma, em uma análise da adoção das IFRS na Austrália, Habib et al. (2019) constataram que as IFRS reduziram a qualidade das informações, o que aumentou o custo de capital próprio.

Vários estudos constataram uma relação negativa entre o nível de divulgação e o custo de capital próprio (por exemplo, Francis et al., 2005; Botosan, 1997; Botosan, 2006; Francis et al., 2008; Dhaliwal et al., 2011; Embong et al., 2012; Yamani et al., 2021). Botosan (2006) propôs duas correntes de pesquisa teórica que sustentam essa ideia: redução do risco de estimativa do investidor e redução da assimetria de informações e/ou dos custos de transação.

No Brasil, não há consenso sobre essa questão. Alencar (2005) concluiu inicialmente que o nível de divulgação não tem impacto sobre o custo de capital. No entanto, em pesquisa posterior realizada por Lopes e Alencar (2010), que desenvolveram um índice brasileiro de divulgação

para avaliar componentes e atributos específicos das informações divulgadas, eles encontraram a mesma relação negativa entre o volume de divulgação e o custo de capital próprio, refletindo os resultados de estudos internacionais. Essa relação também foi encontrada por Gonçalves et al. (2013), que estudaram o nível de divulgação social. Em contrapartida, Silva e Pinheiro (2015) não encontraram nenhuma relação entre essas duas variáveis após a adoção das IFRS.

Outro campo de pesquisa que tem ganhado atenção explora o impacto do conteúdo narrativo sobre o custo de capital próprio (por exemplo, Athanasakou et al., 2020; Elshandidy & Acheampong, 2021). Athanasakou et al. (2020) examinaram a relação entre as características da narrativa e o custo de capital próprio usando uma amostra de 5.152 observações de empresas listadas no Reino Unido de 2003 a 2014. Eles levantaram a hipótese de uma relação em forma de U entre essas variáveis e as variáveis de controle incorporadas (beta, alavancagem, MTB, tamanho etc.), e os resultados apoiaram sua hipótese.

Elshandidy e Acheampong (2021) investigaram a conexão entre o custo de capital e a divulgação textual de *hedge* de bancos europeus de 2005 a 2017. Seus resultados indicaram que a divulgação textual de *hedge* não só reduziu o custo de capital próprio de um banco, mas também seu custo de dívida, afetando posteriormente o custo de capital representado pelo WACC (*weighted average cost of capital*, ou custo médio ponderado de capital).

Portanto, nossa pesquisa visa a testar as seguintes hipóteses:

H1: Demonstrações financeiras mais longas levam a uma redução no custo de capital próprio.

H2: Demonstrações financeiras de maior qualidade levam a uma redução no custo de capital próprio.

Baseamos nossas expectativas na premissa de que, à medida que a qualidade das informações melhora, o nível limite de divulgação exigido pelo mercado diminui e vice-versa. Isso ocorre porque o mercado penaliza mais os ativos de risco quando as informações são retidas do que quando as informações estão disponíveis (Verrecchia, 1990). Consequentemente, é provável que o mercado exija menos divulgação quando a qualidade das informações é alta.

Francis et al. (2008) encontraram uma relação negativa entre o nível de divulgação voluntária e o custo de capital próprio, mas quando incluíram uma variável para a qualidade dos lucros, a relação negativa desapareceu. Isso nos leva a testar a seguinte hipótese:

H3: A qualidade das demonstrações financeiras é mais significativa do que o volume de informações na determinação do custo de capital próprio.

Conforme mencionado por Botosan (2006), o custo de capital próprio é um valor esperado e, portanto, não é diretamente observável. O CAPM é comumente usado na literatura para estimar o custo de capital próprio, apesar das críticas em relação à sua capacidade de explicar efetivamente os retornos, uma vez que o prêmio de risco é inferido *ex post* (Gode & Mohanram, 2003; Botosan, 2006; Lopes & Alencar, 2010). No entanto, ele nos fornece um conjunto substancial de dados, uma vez que seus componentes estão prontamente disponíveis em bancos de dados com dados brasileiros. O uso do CAPM é consistente com estudos anteriores realizados no mercado brasileiro (Alencar, 2005; Gonçalves et al., 2013; Silva & Pinheiro, 2015; Gatsios et al., 2016; Manoel et al., 2016).

Para estimar o custo de capital próprio usando o CAPM, primeiro calculamos o beta seguindo a metodologia proposta por Fama e French (2007). Isso envolveu o cálculo da covariância dos retornos de uma empresa (R_i) com os retornos do mercado (R_M), dividida pela variância dos retornos do mercado (Equação 1).

$$\beta_{iM} = \frac{\text{cov}(R_i, R_M)}{\sigma^2(R_M)} \quad 1$$

Em seguida, usamos esse valor beta na Equação 2 para calcular o custo de capital próprio (ks_i):

$$ks_i = R_F + \beta_{iM}(R_M - R_F) \quad 2$$

em que R_F é uma taxa livre de risco, para a qual usamos a taxa Selic (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia).

Estudos anteriores (Hail & Leuz, 2006; Dhaliwal et al., 2011; Dhaliwal et al., 2016; Ghoul et al., 2016; Athanasakou et al., 2020; Elshandidy & Acheampong, 2021; Ke, 2022) também mediram o custo implícito do capital acionário como a média de algumas ou de todas as estimativas a seguir: Claus e Thomas (2001), Gerbhardt et al. (2001), Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) e Easton (2004).

Em nossa pesquisa, como método adicional para o custo de capital próprio, optamos por usar apenas o modelo apresentado por Easton (2004) por ser mais adequado aos dados brasileiros. Isso se deve ao fato de que outros modelos exigiriam uma série temporal mais longa, resultando em uma perda de dados ainda mais significativa em comparação com o CAPM. Conforme argumentado por Lopes e Alencar (2010), o Brasil tem uma série temporal mais curta de informações históricas e alta volatilidade na atividade do mercado. Portanto, seguindo a abordagem adotada por esses autores e outros (por exemplo, Francis et al., 2005; Habib et al., 2019), optamos pelo modelo baseado em variáveis contábeis.

Hail e Leuz (2005) constataram que o modelo de Easton fornece uma *proxy* para o custo de capital próprio que é consistente com os outros modelos que mencionamos, e Dhaliwal et al. (2011) testaram todos os modelos separadamente e encontraram resultados semelhantes. Além disso, é menos provável que esse modelo seja afetado por diferenças contábeis em comparação com modelos que se baseiam em valores contábeis previstos (Gode & Mohanram, 2003), o que nos permite comparar nossos resultados com estudos estrangeiros.

Easton (2004) introduz um índice PEG modificado para estimar o custo de capital próprio, que é expresso pelo seguinte modelo:

$$ks_{MPEG} = \frac{dps_{t+1}}{2P_0} + \sqrt{\left(\frac{dps_{t+1}}{2P_0}\right)^2 + \frac{eps_{t+2} - eps_{t+1}}{P_0}} \quad 3$$

em que P_0 é o preço por ação na data atual, dps_{t+1} é a previsão de dividendos por ação dos analistas para o ano seguinte, eps_{t+1} é a média da previsão de lucros por ação dos analistas para um ano à frente e eps_{t+2} é a mesma média para dois anos à frente. Entretanto, uma limitação desse modelo é que ele exige uma mudança positiva nos lucros por ação previstos que inclua dividendos reinvestidos para obter uma solução numérica.

3. DELINEAMENTO DA PESQUISA E AMOSTRA

O modelo resumido para esta pesquisa é apresentado a seguir:

$$ks_{it} = \alpha + \beta_1 WORDS_{it} + \beta_2 FLESC_{it} + \beta_3 SMO_{it} + \beta_4 ACC_{it} + \beta \text{Controles}_{it} + \mu \quad 4$$

em que ks é o custo de capital próprio da empresa i no final do ano t , $WORDS$ é o logaritmo natural do número de palavras apresentadas à CVM como notas explicativas das demonstrações financeiras da empresa i no final do ano t , $FLESC$ é o logaritmo natural do índice Flesch adaptado para o português como na Equação 1 para as notas explicativas da empresa i em suas demonstrações financeiras no final do ano t , SMO é a variação absoluta

no lucro líquido dividida pela variação nos fluxos de caixa operacionais da empresa i no final do ano t , e ACC é o *accruals* absolutos calculado como o lucro líquido menos os fluxos de caixa operacionais escalonado pelo total de ativos da empresa i no final do ano t . Para medir o custo de capital próprio (ks), usamos o CAPM e o PEG modificado de Easton (2004).

Para levar em conta os valores assimétricos à esquerda, aplicamos o logaritmo natural à nossa variável dependente quando calculada usando o índice PEG modificado (mPEG). Também seguimos a abordagem de Li (2008) para medir palavras e aplicamos o logaritmo natural do número de palavras devido à sua assimetria entre empresas e valores extremos. Aplicamos a mesma abordagem para o índice Flesch, devido a seus valores positivos inerentes.

Todos os dados relacionados às nossas variáveis dependentes e de controle, bem como à qualidade das informações, foram obtidos do Eikon Refinitiv. As notas usadas em nossa análise foram obtidas nos sites das empresas ou na B3 (bolsa de valores brasileira), quando disponíveis. Deve-se observar que as notas analisadas foram apresentadas pelas empresas em formato PDF. Para processá-las, usamos um *script* Python para convertê-las em arquivos de texto (.txt) e,

posteriormente, realizamos a contagem do número de palavras, sílabas e frases.

Como *proxy* para o número de sílabas, empregamos um método de contagem de vogais e, para o número de frases, contamos com a contagem de pontuação (incluindo pontos finais, pontos de exclamação, pontos de interrogação etc.). Devido a essa última *proxy*, tivemos de excluir os números da análise porque, no Brasil, os pontos finais também são usados como separadores de milhares.

Algumas empresas se beneficiam da redução da assimetria de informações, o que as incentiva a encontrar maneiras de mitigar esse problema (Ang & Cheng, 2011). Assim, certas características das empresas podem afetar tanto as variáveis dependentes quanto as independentes, causando endogeneidade por meio do viés de variáveis omitidas. Para abordar os possíveis efeitos de outros fatores que podem afetar o custo de capital próprio, incluímos controles, que são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1

Operacionalização das variáveis de controle

Variável	Operacionalização	Referências
Tamanho (Size)	Logaritmo do total de ativos	Francis, Khurana & Pereira (2005) Francis, Nanda & Olsson (2008) Lopes & Alencar (2008) Silva (2013) Gonçalves et al. (2013) Silva & Pinheiros (2015) Manoel, Eça & Moraes (2016) Gatsios et al. (2016) Habib, Bhuiyan, & Hasan (2019) Athanasakou et al. (2020) Yamani, Hussainey & Albitar (2021) Elshandidy & Acheampong (2021)
Alavancagem (LEV)	Total de passivos dividido pelo total de ativos	Francis, Khurana & Pereira (2005) Dhaliwal et al. (2011) Ghoul, Guedhami & Pittman (2016) Manoel, Eça & Moraes (2016) Habib, Bhuiyan & Hasan (2019) Elshandidy & Acheampong (2021)
Beta	A covariância do preço das ações em relação ao preço de mercado	Gode & Mohanram (2003) Hail & Leuz (2006) Lopes & Alencar (2008) Francis, Nanda & Olsson (2008) Dhaliwal et al. (2011) Rover (2013) Dhaliwal et al. (2016) Habib, Bhuiyan & Hasan (2019) Athanasakou et al. (2020) Ke (2022)
MB	Relação entre o valor de mercado e o valor contábil	Alencar (2005) Gode & Mohanram (2003) Francis, Khurana & Pereira (2005) Dhaliwal et al. (2011) Athanasakou et al. (2020) Yamani, Hussainey & Albitar (2021)
Growth	Crescimento percentual da receita	Lopes & Alencar (2008) Manoel, Eça, & Moraes (2016) Habib, Bhuiyan & Hasan (2019)

Tabela 1

Cont.

Variável	Operacionalização	Referências
COVID	Uma variável indicadora igual a 1 se 2020 ou 2021 e 0 caso contrário	Ke (2022)
ADR	Uma variável indicadora igual a 1 se a empresa tiver Recibo de Depósitos Americanos (<i>American Depositary Receipt</i> – ADR) e 0 caso contrário	Alencar (2005) Lopes & Alencar (2008) Rover (2013) Silva (2013) Gonçalves et al. (2013)

Fonte: Elaborada pelas autoras.

A amostra original deste estudo foi composta por 363 empresas não financeiras que operam no Brasil (4.313 observações) e que forneceram informações à CVM entre 2011 e 2021.

Para garantir a robustez de nossa análise, tomamos medidas para lidar com a possível liquidez que poderia afetar nossas especificações de modelo com base em dados de mercado. Isso envolveu a remoção de

observações com valores faltantes e aquelas sem cotações de preços. Como resultado, obtivemos um conjunto de dados de painel não balanceado que consiste em 1.347 observações empresa-ano para o modelo CAPM e 434 para o modelo baseado no índice PEG modificado de Easton (2004).

A distribuição das observações entre os anos para ambos os modelos é apresentada na Tabela 2.

Tabela 2*Distribuição das observações entre os anos*

Ano	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	Total
Painel A – CAPM												
Observações	73	82	103	110	116	125	129	150	149	156	154	1.347
Em %	5,4	6,1	7,6	8,2	8,6	9,3	9,6	11,1	11,1	11,6	11,4	100
Painel B – Índice PEG modificado												
Observações	19	25	30	43	43	31	41	42	40	72	48	434
Em %	4,4	5,8	6,9	9,9	9,9	7,1	9,4	9,7	9,2	16,6	11,1	100

Fonte: Elaborada pelas autoras.

Uma das principais limitações de nosso estudo é a disponibilidade limitada de determinados dados de empresas brasileiras em bancos de dados como o Eikon Refinitiv e o Capital IQ. Essa limitação afetou principalmente as variáveis que exigiam dados não totalmente divulgados nesses bancos de dados. Apesar de nossos esforços para cruzar várias fontes, encontramos desafios para obter dados abrangentes.

Embora tenhamos explorado vários bancos de dados, inclusive o Capital IQ, para possível suplementação de dados, decidimos manter a consistência usando o conjunto de dados do Eikon Refinitiv em toda a nossa análise.

Essa decisão foi motivada pela necessidade de garantir a uniformidade das fontes de dados, dadas as diferentes estruturas de organização de dados entre os bancos de dados. Também perdemos dados nos casos em que o PDF continha apenas informações em formato de figura ou quando houve um erro ao copiar o texto para análise.

É importante observar que alguns documentos PDF apresentaram desafios para a extração de dados devido à sua formatação. Nos casos em que as informações foram apresentadas somente em formato de figura ou em que a cópia do texto resultou em erros, houve perda de dados.

4. RESULTADOS

A Tabela 3 apresenta estatísticas descritivas das principais variáveis e controles do nosso estudo.

Tabela 3
Estatísticas descritivas

	N.	Média	Desvio padrão	Mínimo	Mediana	Máximo
Variáveis dependentes						
CAPM	1.347	0,09	0,09	-0,65	0,09	0,90
mPEG	434	-1,66	0,64	-3,65	-1,67	1,06
Estimativas de quantidade						
WORDS	1.347	9,78	0,63	6,76	9,86	11,47
FLESCH	1.347	2,68	0,50	-0,93	2,72	3,98
Estimativas de qualidade						
SMO	1.347	370,62	3.639,47	0,00	1,62	84.378,9
ACC	1.347	2,33	21,26	0,00	0,88	510,11
Variáveis de controle						
SIZE	1.347	22,03	1,81	15,60	21,97	27,62
LEV	1.347	1,10	4,57	0,00	0,59	70,37
MB	1.347	1,60	4,46	-44,54	0,89	65,04
BETA	1.347	-0,03	0,86	-5,98	0,01	4,25
GROWTH	1.347	0,29	3,69	-9,16	0,08	126,49
COVID	1.347	0,23		0	0	1
ADR	1.347	0,23		0	0	1

Nota: Somente o índice mPEG é apresentado usando o número de observações disponíveis para esse modelo. CAPM é o custo de capital próprio, calculado de acordo com o modelo de mesmo nome. mPEG é o logaritmo natural do custo de capital próprio, calculado de acordo com o índice PEG modificado de Easton (2004). WORDS é o logaritmo natural do número de palavras apresentadas à CVM como notas explicativas das demonstrações financeiras. FLESCH é o logaritmo natural do índice de legibilidade de Flesch. SMO é a variação absoluta no lucro líquido escalonada pela variação nos fluxos de caixa operacionais. ACC são os accruals absolutos, calculado como lucro líquido menos fluxos de caixa operacionais, escalonado pelo total de ativos. SIZE é o logaritmo do total de ativos. LEV é o total de passivos dividido pelo total de ativos. MB é a relação entre o valor de mercado e o valor contábil. BETA é a covariância do preço das ações em relação ao mercado. GROWTH é o crescimento percentual da receita. COVID é uma variável indicadora igual a 1 se o ano for 2020 ou 2021, e 0 caso contrário. ADR é uma variável indicadora igual a 1 se a empresa tiver uma ADR, e 0 caso contrário.

Fonte: Elaborada pelas autoras.

O custo de capital próprio, medido pelo CAPM, e as duas variáveis de qualidade apresentam maior variabilidade, assim como a alavancagem, o *market-to-book*, o beta e o crescimento. Isso é esperado, uma vez que estamos estudando um grupo diversificado de empresas em uma série temporal de oito anos.

É importante observar que, antes da transformação log da variável WORDS, a média era de 20.914,45 palavras, com um desvio padrão de 11.629,20 e uma mediana de 19.173. O menor arquivo da amostra tinha 860 palavras, enquanto o maior tinha 95.465. Da mesma forma, o índice Flesch antes da transformação tinha uma média de 16,20 e uma mediana de 15,25, o que significa que a maioria das empresas tinha divulgações difíceis de entender. Isso mostra que a amostra inclui empresas bastante diversificadas.

Como as empresas maiores podem atrair grupos de acionistas mais numerosos e mais diversificados com maior tolerância ao risco, elas tendem a serem menos sujeitas a descontos. Verrecchia (2001) sugere que informações de maior qualidade podem estar positivamente relacionadas a uma maior divulgação para empresas maiores do que para as menores. Isso é consistente com os resultados de Iturriaga e Hoffmann (2005) e Silva et al. (2015), que constataram que o tamanho, a alavancagem e as variações na receita podem afetar o gerenciamento de resultados. Ang e Cheng (2011) constataram que um baixo nível de caixa, uma alta alavancagem e um alto crescimento dos ativos estão associados a altos níveis de comunicação total. Portanto, nosso modelo poderia sofrer com problemas de multicolinearidade. Para verificar isso, primeiro analisamos as correlações *pairwise* das variáveis, que são apresentadas na Tabela 4.

Tabela 4

Matriz de correlação de Pearson de variáveis contínuas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) CAPM	1										
(2) mPEG	0,027	1									
(3) WORDS	0,025	-0,000	1								
(4) FLESCH	0,018	-0,018	0,274***	1							
(5) SMO	-0,017	-0,032	-0,000	-0,006	1						
(6) ACC	0,001	-0,058	-0,159***	-0,038	-0,010	1					
(7) SIZE	0,002	0,130***	0,688***	0,206***	0,054**	-0,264***	1				
(8) LEV	0,025	0,051	-0,165***	0,013	0,003	0,469***	-0,318***	1			
(9) MB	-0,026	-0,355***	0,032	0,024	-0,005	-0,035	0,049	-0,038	1		
(10) BETA	-0,029	0,062	0,029	0,034	-0,020	-0,016	0,030	-0,079***	-0,036	1	
(11) GROWTH	-0,016	0,102**	-0,074***	0,006	-0,002	0,005	-0,062**	0,005	-0,001	-0,010	1

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

CAPM é o custo de capital próprio, calculado de acordo com o modelo de mesmo nome. mPEG é o logaritmo natural do custo de capital próprio, calculado de acordo com o índice PEG modificado de Easton (2004). WORDS é o logaritmo natural do número de palavras apresentadas à CVM como notas explicativas das demonstrações financeiras. FLESCH é o logaritmo natural do índice de legibilidade de Flesch. SMO é a variação absoluta no lucro líquido escalonada pela variação nos fluxos de caixa operacionais. ACC são os accruals absolutos, calculado como lucro líquido menos fluxos de caixa operacionais, escalonado pelo total de ativos. SIZE é o logaritmo do total de ativos. LEV é o total de passivos dividido pelo total de ativos. MB é a relação entre o valor de mercado e o valor contábil. BETA é a covariância do preço das ações em relação ao mercado.

Fonte: Elaborada pelas autoras.

Como esperado, as variáveis de qualidade (ACC) e volume (FLESCH) da informação estão significativamente correlacionadas, mas não altamente, indicando que esses conceitos podem ser distintos. Encontramos uma correlação moderada entre o tamanho e o número de palavras (WORDS), o que é razoável, já que empresas maiores tendem a ter mais transações e maior complexidade, exigindo mais informações. O mesmo ocorreu com o índice Flesch, que foi correlacionado com o tamanho. É interessante notar que encontramos uma alta correlação negativa entre o custo de capital próprio (mPEG) e o índice *market-to-book* (MB), sugerindo que valores mais altos de MB podem levar a um ks mais baixo.

Realizamos um teste de Fator de Inflação da Variância (*Variance Inflation Factor* – VIF) para detectar multicolinearidade entre as variáveis, e os resultados do modelo CAPM indicaram que o VIF mais alto foi de 2,88, abaixo do limite crítico de 5. Além disso, o VIF médio foi de 1,42, indicando que as variáveis não estavam altamente correlacionadas e que a multicolinearidade não era uma preocupação significativa em nossa análise. O teste para o modelo de índice PEG apresentou os mesmos resultados (VIF mais alto de 2,59 e VIF médio de 1,34).

Para investigar melhor as relações entre essas variáveis, usamos dados de painel com efeitos fixos da empresa. Nossos resultados, apresentados na Tabela 5, usam erros padrão robustos em relação a agrupamentos.

Tabela 5

Regressões de painel de efeitos fixos com erros padrão robustos para o custo de capital próprio sobre a quantidade e a qualidade das informações

	Completo – CAPM (1)	Completo – mPEG (2)	Quantidade – CAPM (3)	Quantidade – mPEG (4)	Qualidade – CAPM (5)	Qualidade – mPEG (6)
WORDS	0,0026 (0,016)	-0,0673 (0,203)	0,002 (0,016)	-0,0852 (0,202)		
FLESCH	0,0003 (0,007)	-0,0265 (0,098)	0,0004 (0,007)	-0,0315 (0,098)		
SMO	-0,0000** (0,000)	-0,0000* (0,000)			-0,0000** (0,000)	-0,0000* (0,000)

Tabela 5
Cont.

	Completo – CAPM (1)	Completo – mPEG (2)	Quantidade – CAPM (3)	Quantidade – mPEG (4)	Qualidade – CAPM (5)	Qualidade – mPEG (6)
ACC	-0,0002*** (0,000)	0,0129 (0,051)			-0,0002*** (0,000)	0,0135 (0,051)
SIZE	-0,0138* (0,007)	-0,0678 (0,103)	-0,0129* (0,007)	-0,0793 (0,111)	-0,01338** (0,007)	-0,0757 (0,095)
LEV	0,0036*** (0,001)	0,1099 (0,373)	0,0041*** (0,001)	-0,0880 (0,365)	0,0036*** (0,001)	0,1065 (0,367)
MB	-0,0001 (0,001)	-0,0316** (0,015)	-0,0000 (0,001)	-0,0318** (0,015)	-0,0000 (0,001)	-0,0314** (0,015)
BETA	0,0064** (0,003)	0,0019 (0,045)	0,0064** (0,003)	0,0031 (0,045)	0,0064** (0,003)	0,0003 (0,045)
GROWTH	-0,0002 (0,000)	0,0278*** (0,009)	-0,0002 (0,000)	0,0277*** (0,009)	-0,0002 (0,000)	0,0268*** (0,010)
COVID	-0,0351*** (0,006)	-0,0019 (0,085)	-0,0358*** (0,006)	0,0098 (0,085)	-0,0349*** (0,006)	-0,0037 (0,856)
ADR	-0,0098 (0,021)	-0,2141* (0,123)	-0,0087 (0,020)	-0,1728 (0,133)	-0,0094 (0,021)	-0,2260* (0,125)
Constante	0,3785** (0,182)	0,7212 (2,253)	0,3621** (0,181)	1,1716 (2,384)	0,3964*** (0,147)	0,1611 (2,128)
Observações	1.347	434	1.347	434	1.347	434
R ²	0,037	0,057	0,036	0,050	0,037	0,056
R ² ajustado	0,029	0,032	0,029	0,030	0,031	0,036
Efeito fixo	Empresa	Empresa	Empresa	Empresa	Empresa	Empresa

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

CAPM é o custo de capital próprio, calculado de acordo com o modelo de mesmo nome. mPEG é o logaritmo natural do custo de capital próprio, calculado de acordo com o índice PEG modificado de Easton (2004). WORDS é o logaritmo natural do número de palavras apresentadas à CVM como notas explicativas das demonstrações financeiras. FLESCH é o logaritmo natural do índice de legibilidade de Flesch. SMO é a variação absoluta no lucro líquido escalonada pela variação nos fluxos de caixa operacionais. ACC são os accruals absolutos, calculado como lucro líquido menos fluxos de caixa operacionais, escalonado pelo total de ativos. SIZE é o logaritmo do total de ativos. LEV é o total de passivos dividido pelo total de ativos. MB é a relação entre o valor de mercado e o valor contábil. BETA é a covariância do preço das ações em relação ao mercado. GROWTH é o crescimento percentual da receita. COVID é uma variável indicadora igual a 1 se o ano for 2020 ou 2021, e 0 caso contrário. ADR é uma variável indicadora igual a 1 se a empresa tiver uma ADR, e 0 caso contrário.

Fonte: Elaborada pelas autoras.

Também aplicamos efeitos fixos do setor e descobrimos que os coeficientes e as significâncias permaneceram semelhantes. A principal diferença baseia-se no modelo PEG modificado completo, em que a variável de *accruals* absolutos perdeu sua significância (p-valor de 0,801).

Nosso estudo constatou que as variáveis de qualidade foram as únicas variáveis de interesse que apresentaram resultados significativos, indicando que não podemos rejeitar nossa hipótese H3 de que a qualidade da informação é mais importante do que o volume para o custo de capital próprio. Entretanto, é importante observar que a importância econômica dessas variáveis de qualidade foi relativamente baixa.

Esperava-se que o sinal de SMO fosse negativo, o que foi confirmado, uma vez que níveis mais baixos dessa variável indicam maior suavização de resultados e, consequentemente, pior qualidade das informações e maior custo de capital próprio. Esses resultados são consistentes com pesquisas anteriores (Leuz & Verrecchia, 2005; Lambert et al., 2007; Habib et al., 2019).

Por outro lado, esperava-se que ACC fosse positivo porque valores mais baixos dessa variável indicam uma probabilidade menor de gerenciamento de resultados, o que deve reduzir o custo de capital próprio. Entretanto, embora o sinal da variável de suavização de resultados apoie nossa hipótese (H2), a variável de *accruals* é negativa,

indicando que *accruals* mais baixos podem ter um impacto positivo sobre o custo de capital próprio. Entretanto, esse resultado não se aplica aos modelos de índice PEG modificado, uma vez que ACC não foi significativo, conforme constatado por Athanasakou et al. (2020). A falta de significância da variável de volume de divulgação na explicação do custo de capital próprio foi inesperada, considerando a literatura (Francis et al., 2005; Botosan, 1997; Botosan, 2006; Dhaliwal et al., 2011; Embong et al., 2012; Yamani et al., 2021).

Francis et al. (2008) constataram que, na presença de sua variável de qualidade dos lucros, sua variável de volume de divulgação tornou-se não significativa. Para testar ainda mais nossa hipótese, usamos os modelos 3 a 6 e não encontramos nenhuma mudança nos resultados. Portanto, nossas evidências indicam que a quantidade de informações é irrelevante para explicar o custo de capital próprio (rejeitando H1), enquanto H2 se mantém, implicando que informações financeiras de maior qualidade levam a um custo menor do capital acionário. De forma semelhante ao raciocínio de Francis et al. (2008), podemos entender que o que importa não é a quantidade de informações divulgadas, mas sim aspectos específicos de sua qualidade.

Um possível motivo pelo qual o número de palavras não foi significativo para explicar o custo de capital próprio em nosso estudo é a relação entre a disponibilidade de dados e o tamanho do arquivo. As empresas brasileiras que possuem dados em bancos de dados como o Eikon Refinitiv tendem a apresentar mais informações, possivelmente devido ao seu interesse no mercado de capitais. Isso pode ser apoiado pelo fato de que, entre as observações que estudamos, a empresa com o menor número de palavras em suas notas ainda tinha um arquivo com 860 palavras para a amostra de 1.347 observações e 8.490 palavras para a amostra de 434 observações.

Além disso, os estudos anteriores que encontraram significância no volume de divulgação (Francis et al., 2005; Botosan, 1997; Francis et al., 2008; Dhaliwal et al., 2011; Yamani et al., 2021) geralmente o mediram como uma *checklist* de determinadas informações que as empresas apresentam, analisando efetivamente o conteúdo das informações em vez do volume.

Outro possível motivo para a insignificância dessa variável é a variedade de motivos pelos quais uma empresa pode apresentar mais ou menos informações. Esses motivos podem ser específicos da empresa e difíceis de controlar. Por exemplo, algumas empresas podem optar por apresentar mais informações para evitar litígios, enquanto outras podem divulgar mais para ocultar informações negativas. Algumas empresas podem usar normas financeiras como *checklists* ou até mesmo para melhorar a divulgação. Também é possível que as empresas usem uma combinação desses motivos para escolher o nível de divulgação. O impacto sobre o custo de capital para cada um desses motivos seria diferente, resultando em um impacto médio de zero.

4.1 Análise de Robustez

Há várias alternativas disponíveis na literatura para calcular a qualidade e a quantidade de informações. A qualidade também pode ser medida pelo reconhecimento tempestivo de perdas, como visto em estudos anteriores (Barth et al., 2006; Barth et al., 2008; Chen et al., 2010; Christensen et al., 2015). Isso pode ser feito usando a frequência de grandes lucros líquidos negativos como uma variável indicadora. No entanto, optamos por não incluir a frequência de grandes lucros líquidos negativos como variável indicadora devido à sua baixa prevalência em nossa amostra (menos de 7%). Essa omissão teve como objetivo evitar possíveis vieses que poderiam surgir da falta de variabilidade nessa variável.

Também consideramos o uso de pequenos lucros líquidos positivos (*small positive net income* – SPOS) como medida alternativa de qualidade, que é uma variável indicadora igual a 1 se os lucros líquidos escalonados pelo total de ativos for entre 0 e 0,01, como em pesquisas anteriores (por exemplo, Barth et al., 2006; Barth et al., 2008). Entretanto, a inclusão de SPOS em nossos modelos 1, 2, 5 e 6 da Tabela 5 não alterou a significância de nenhuma outra variável. Esse também é o caso quando SPOS é a única variável de qualidade em nossos modelos. Também medimos os *accruals* de acordo com Richardson et al. (2005), em que:

$$Accruals_t = \text{Lucros em } Accruals_t - \text{Lucros em Dinheiro}_t \quad 5$$

Considerando que:

$$\text{Lucros em } Accruals_t = \text{Mudança nos Ativos}_t - \text{Mudança nos Passivos}_t + \text{Distribuições Líquidas de Caixa para o Capital}_t \quad 6$$

$$\text{Lucros em Dinheiro}_t = \text{Mudança na Caixa}_t + \text{Distribuições Líquidas de Caixa para o Capital}_t \quad 7$$

então:

$$Accruals_t = \text{Mudança no Patrimônio Líquido}_t - \text{Mudança na Caixa}_t \quad 8$$

Os *accruals* totais foram medidos alternativamente como na Equação 8 e escalonados pelo total de ativos. A principal diferença entre essa medida e a que usamos originalmente é que ela inclui outros resultados abrangentes (ORA). Para o modelo de índice PEG modificado, nossos resultados permaneceram os mesmos. No entanto, o sinal mudou para o modelo CAPM e tornou-se positivo, indicando que um nível mais alto de *accruals* leva a um custo mais alto de capital acionário, o que é consistente com a literatura anterior; por outro lado, a variável de suavização de resultados tornou-se não significativa.

Aplicando as três categorias de *accruals* deflacionados pelo total de ativos de Richardson et al. (2005) separadamente, perdemos 89 observações, mas os resultados mostraram que a mudança nos ativos operacionais não circulantes e a mudança nos ativos financeiros são positivas e significativas para explicar o custo de capital próprio no modelo CAPM, mas não são significativas para o modelo mPEG.

Embora nossos resultados tenham mudado seus sinais, as variáveis permaneceram significativas, indicando que a qualidade afeta o custo de capital próprio, enquanto a quantidade não. Essa mudança pode ser causada pela menor confiabilidade dos *accruals* incluídos na métrica alternativa. Não é o objetivo de nossa pesquisa investigar o impacto de ORA sobre o custo de capital próprio, mas pesquisas futuras devem se debruçar sobre isso.

Outra opção para medir a qualidade é por meio do modelo de Jones (1991) modificado por Dechow et al. (1995) (Chen et al., 2010). Os *accruals* discricionários podem ser definidos como a subtração dos *accruals* não discricionários dos *accruals* totais. Dechow et al. (1995) analisaram modelos alternativos baseados em *accruals* para detectar o gerenciamento de resultados e mostraram que a versão modificada do modelo desenvolvido por Jones (1991) tinha maior poder para detectar o gerenciamento de resultados.

Para medir o gerenciamento de resultados, seguimos estudos anteriores (Jones, 1991; Dechow et al., 1995; Francis et al., 2008; Chen et al., 2010) e usamos o número absoluto de *accruals* discricionários (*discretionary accruals* – AD) como *proxy*. O pressuposto subjacente é que as empresas com menos gerenciamento de resultados terão melhores informações contábeis. Entretanto, devido a restrições de disponibilidade de dados, o tamanho da amostra de nosso CAPM como modelo de custo de capital próprio foi reduzido para 851 observações empresa-ano e o modelo de índice PEG modificado foi reduzido para 339 observações empresa-ano. Como resultado, nossa análise inclui um subconjunto de observações, o que pode ter implicações para a generalização de nossas constatações adicionais.

Para o modelo completo, a variável de suavização de resultados permaneceu significativa e negativa, com baixa significância econômica. Entretanto, DA não foi significativo tanto no CAPM quanto no índice PEG modificado como modelos de custo de capital próprio. O mesmo ocorreu com os modelos sem as variáveis de volume de informações.

Quando substituímos ACC e SMO por DA, os resultados da variável de quantidade permaneceram inalterados. Entretanto, não encontramos nenhum efeito significativo da qualidade (estatística t de -0,72 para o modelo CAPM completo e -1,00 para o modelo mPEG), o que pode ser atribuído à perda de 37% da amostra, conforme mencionado acima.

Os tomadores de decisão têm uma capacidade limitada de integrar informações em suas decisões, o que segue uma curva em U invertido. À medida que o *input* de volume de informações fornecidas aumenta, o volume de informações que os tomadores de decisão integram em seu *output* de decisões também aumenta. Entretanto, além de um determinado nível máximo de processamento, aumentos adicionais no volume de informações fornecidas reduzem o volume de informações integradas nos *outputs* das decisões dos tomadores de decisão (Chewning Jr. & Harrell, 1990; Stocks & Harrell, 1995; Hwang & Lin, 1999; Athanasakou et al., 2020).

Para testar a relação em forma de U documentada entre as narrativas financeiras e o uso de informações, usamos o número bruto de palavras dividido por 1.000, o índice de Flesch e suas formas quadráticas como *proxies* para o volume de divulgação nos modelos 1 a 4. No entanto, não observamos nenhuma mudança significativa na *proxy* para o volume de divulgação ou a qualidade da informação.

Inicialmente, não seguimos a abordagem sugerida por Loughran e McDonald (2014) porque o tamanho do arquivo pode ser influenciado pela formatação do texto, figuras, cabeçalhos etc. No entanto, mais tarde testamos nossos modelos usando o logaritmo natural do tamanho do arquivo, medido em bytes, como *proxy* para comprimento para garantir que nossos resultados não fossem afetados por esses fatores. Analisamos o tamanho dos arquivos .txt. Constatamos que os resultados permaneceram inalterados, com coeficientes e erros padrão semelhantes, pois as variáveis de contagem de palavras e tamanho de arquivo estavam altamente correlacionadas (correlação de Pearson de 0,997, antes das transformações logarítmicas).

Realizamos testes adicionais para investigar como o custo de capital próprio foi afetado pela pandemia da COVID-19. Analisamos se a inclusão apenas do ano de 2020 como controle afetaria nossos resultados, uma vez que a variável COVID foi significativa, mas negativa em nossos modelos CAPM. Nossos resultados permaneceram

os mesmos para as variáveis de interesse, alterando apenas a significância de algumas variáveis de controle (ou seja, a alavancagem e o beta não eram mais significativos em todos os modelos CAPM).

De acordo com Athanasakou et al. (2020), novas iniciativas regulatórias podem levar a uma sobrecarga não intencional nos relatórios anuais, pois as empresas podem não conseguir identificar o nível ideal de divulgação na adoção inicial. Esses autores sugerem que, na ausência de diretrizes normativas sobre o que excluir, as empresas tendem a incluir uma longa *checklist* de itens em seus relatórios anuais. Em 2014, o CPC emitiu a Orientação 07 (OCPC 07) para ajudar as empresas a cumprir os

requisitos de divulgação. Essa orientação destacou que a sobrecarga de informações poderia prejudicar a capacidade dos usuários de demonstrações financeiras de tomar decisões adequadas.

Adicionamos uma variável indicadora ao nosso modelo para controlar os anos de 2011 a 2014, o período anterior à emissão da OCPC 07. Embora essa variável tenha sido significativa nos modelos CAPM, os resultados das outras variáveis permaneceram como na Tabela 5. São necessárias mais pesquisas para entender completamente o impacto da OCPC 07 na redução da sobrecarga de informações nos relatórios anuais.

5. CONCLUSÃO

Diversos estudos já examinaram os efeitos da qualidade e da quantidade de informações contábeis sobre o custo de capital próprio, mas poucos analisaram ambos simultaneamente. Em nossa pesquisa, investigamos o impacto da qualidade e da quantidade de informações sobre o custo de capital próprio das empresas brasileiras listadas na B3 no período de 2011 a 2021.

Empregamos várias metodologias para calcular a qualidade e a quantidade, e os resultados permaneceram consistentes entre as diferentes abordagens. Usando uma abordagem de dados em painel, nossos resultados destacaram que a suavização de resultados surgiu como um fator significativo em todos os modelos em que foi incluída. Por outro lado, o volume de informações não teve um impacto significativo, e o nível de *accruals* não foi tão consistente quanto à suavização de resultados, já que diferentes métricas apresentaram significância e/ou sinais diferentes.

Nossos resultados corroboram a noção de que o custo de capital próprio é influenciado principalmente por aspectos específicos da qualidade das informações contábeis e financeiras, enquanto a quantidade de informações tem um impacto menor ou potencialmente insignificante. Assim, concluímos que informações de alta qualidade têm precedência sobre uma quantidade

maior de informações para influenciar o custo de capital próprio.

As implicações de nosso estudo se estendem tanto à pesquisa contábil quanto à aplicação prática. Nossos resultados desafiam pesquisas anteriores que encontraram uma relação entre o volume de informações e o custo de capital próprio. Entretanto, considerando que esses estudos anteriores não incluíram a qualidade da informação como variável de controle, é possível que seus resultados tenham sido diferentes. Isso ressalta a necessidade de mais pesquisas nessa área.

Além disso, nossa pesquisa tem implicações tanto para os órgãos reguladores quanto para as empresas. A ausência de um impacto significativo de grandes volumes de informações, pelo menos sobre o custo de capital próprio, sugere que deve ser dada maior ênfase à melhoria da qualidade das informações, em vez de apenas atender aos requisitos normativos. Nossas conclusões são consistentes com os objetivos da OCPC 07, que enfatizam a importância de melhorar a qualidade das informações, em vez de tratar os requisitos normativos como meras *checklists*.

O aprimoramento da qualidade das informações não apenas capacita os investidores a tomar decisões mais informadas, mas também promove a eficiência do mercado ao reduzir a assimetria de informações.

REFERÊNCIAS

Ahmed, A., Neel, M., & Wang, D. (2013). Does Mandatory Adoption of IFRS Improve Accounting Quality? Preliminary Evidence. *Contemporary Accounting Research*, 30(4), pp. 1344-1372. doi:<https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.2012.01193.x>

Albanez, T. (2015). Impact of the cost of capital on the financing decisions of Brazilian companies. *International Journal of Managerial Finance*, 11(3), pp. 285-307. doi:10.1108/IJMF-02-2014-0026

- Alencar, R. C. (2005). Custo do Capital Próprio e Nível de Disclosure nas Empresas Brasileiras. *BBR – Brazilian Business Review*, 2(1), pp. 1-12.
- Ang, J., & Cheng, Y. (2011). The endogeneity of information asymmetry and corporate financing decisions. *The Journal of Financial Research*, 34(3), pp. 411-440.
- Athanasakou, V., Eugster, F., Schleicher, T., & Walker, M. (2020). Annual Report Narratives and the Cost of Equity Capital: U.K. Evidence of a U-shaped Relation. *European Accounting Review*, 29(1), pp. 27-54. doi:<https://doi.org/10.1080/09638180.2019.1707102>
- Barth, M. E., Landsman, W. R., & Lang, M. H. (2008). International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 467-498.
- Barth, M. E., Landsman, W. R., Lang, M. H., & Williams, C. (2006). Accounting Quality: International Accounting Standards and US GAAP. *Working Chapter*.
- Botosan, C. A. (1997). Disclosure Level and the Cost of Equity Capital. *The Accounting Review*, 72(3), pp. 323-349. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/248475>
- Botosan, C. A. (2006). Disclosure and the cost of capital: what do we know? *Accounting and Business Research*, 36(1), pp. 31-40. doi:<https://doi.org/10.1080/00014788.2006.9730042>
- Chen, H., Tang, Q., Jiang, Y., & Lin, Z. (2010). The Role of International Financial Reporting Standards in Accounting Quality: Evidence from the European Union. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 21(3), pp. 220-278.
- Chewning Jr, E., & Harrell, A. (1990). The effect of information load on decision makers' cue utilization levels and decision quality in a financial distress decision task. *Accounting, Organizations and Society*, 15(6), pp. 527-542.
- Christensen, H., Lee, E., Walker, M., & Zeng, C. (2015). Incentive or Standards: What Determines Accounting Quality Changes around IFRS Adoption? *European Accounting Review*, 24(1), pp. 31-61.
- Claus, J., & Thomas, J. (2001). Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets. *The Journal of Finance*, 56(5), pp. 1629-1666.
- Comitê de Pronunciamentos Contábeis – CPC. (2014, Setembro 26). *Orientação Técnica OCPC 07 – Evidenciação na Divulgação dos Relatórios Contábil-Financeiros de Propósito Geral*. Recuperado de CPC website: <http://www.cpc.org.br/CPC/Documentos-Emitidos/Orientacoes/Orientacao?Id=95>
- Dechow, P., Sloan, R., & Sweeney, A. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), pp. 193-225.
- Dhaliwal, D., Judd, J., Serfling, M., & Shaikh, S. (2016). Customer concentration risk and the cost of equity capital. *Journal of Accounting and Economics*, 61, pp. 23-48.
- Dhaliwal, D., Li, O., Tsang, A., & Yang, Y. (2011). Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting. *The Accounting Review*, 86(1), pp. 59-100. doi:10.2308/accr.00000005
- Easton, P. D. (2004). PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *The Accounting Review*, 79(1), pp. 73-95.
- Elshandidy, T., & Acheampong, A. (2021). Does hedge disclosure influence cost of capital for European banks? *International Review of Financial Analysis*, 78, pp. 1-23. doi:<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101942>
- Embong, Z., Mohd-Saleh, N., & Hassan, M. (2012). Firm size, disclosure and cost of equity capital. *Asian Review of Accounting*, 20(2), pp. 119-139. doi:10.1108/13217341211242178
- Fama, E., & French, K. (2007). The Capital Asset Pricing Model theory And evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), pp. 25-46.
- Francis, J., Khurana, I., & Pereira, R. (2005). Disclosure Incentives and Effects on Cost of Capital around the World. *The Accounting Review*, 80(4), pp. 1125-1162.
- Francis, J., Nanda, D., & Olsson, A. (2008). Voluntary Disclosure, Earnings Quality, and Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*, 46(1), pp. 53-99. doi:10.1111/j.1475-679X.2008.00267.x
- Gatsios, R., Silva, J., Ambrozini, M., Assaf Neto, A., & Lima, F. (2016). Impact of adopting IFRS standard on the equity cost of Brazilian open capital companies. *Revista de Administração Mackenzie*, 17(4), pp. 85-108. doi:<http://dx.doi.org/10.1590/1678-69712016/administracao.v17n4p84-107>
- Gebhardt, W., Lee, C., & Swaminathan, B. (2001). Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*, 39(1), pp. 138-176.
- Ghoul, S., Guedhami, O., & Pittman, J. (2016). Cross-country evidence on the importance of Big Four auditors to equity pricing: The mediating role of legal institutions. *Accounting, Organizations and Society*, 54, pp. 60-81. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.aos.2016.03.002>
- Gode, D., & Mohanram, P. (2003). Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson-Juettner Model. *Review of Accounting Studies*, 8, pp. 399-431.
- Gonçalves, R., Medeiros, O., Niyama, J., & Weffort, E. (n.d.). Social Disclosure e Custo de Capital Próprio em Companhias Abertas no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 24(62), pp. 113-124. doi:<https://doi.org/10.1590/S1519-70772013000200003>
- Habib, A., Bhuiyan, M., & Hasan, M. (2019). IFRS adoption, financial reporting quality and cost of capital: a life cycle perspective. *Pacific Accounting Review*, 31(3), pp. 497-522. doi:10.1108/PAR-08-2016-0073
- Hail, L., & Leuz, C. (2006). International Differences in the Cost of Equity Capital: Do Legal Institutions and Securities Regulation Matter? *Journal of Accounting Research*, 44(3), pp. 485-531.
- Hwang, M., & Lin, J. (1999). Information dimension, information overload and decision quality. *Journal of Information Science*, 25(3), pp. 213-218.
- Iturriaga, F., & Hoffmann, P. (2005). Earnings management and internal mechanisms of corporate governance: empirical

- evidence from Chilean firms. *Corporate Ownership & Control* 3(1), pp. 17-29.
- Jennings, J., Kim, J., Lee, J., & Taylor, D. (2023). Measurement error, fixed effects, and false positives in accounting research. *Review of Accounting Studies*. doi:<https://doi.org/10.1007/s11142-023-09754-z>
- Jones, J. J. (1991). Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), pp. 193-228.
- Ke, Y. (2022). The impact of COVID-19 on firm's cost of equity capital: Early evidence from U.S. public firms. *Finance Research Letters*, 46, pp. 1-8. doi:<https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102242>
- Lambert, R., Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2007). Accounting Information, disclosure, and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2), pp. 385-420.
- Lassoued, N., & Khanchel, I. (2021). Impact of COVID-19 Pandemic on Earnings Management: An Evidence from Financial Reporting in European Firms. *Global Business Review*, pp. 1-25. doi:10.1177/09721509211053491
- Lawrence, A. (2013). Individual investors and financial disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 56, pp. 130-147. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.05.001>
- Leuz, C., & Verrecchia, R. (2005). Firms' Capital Allocation Choices, Information Quality, and the Cost of Capital. Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=495363
- Li, F. (2008). Annual report readability, current earnings, and earnings persistence. *Journal of Accounting and Economics*, 45(2), pp. 221-247. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2008.02.003>
- Lopes, A., & Alencar, R. (2010). Disclosure and cost of equity capital in emerging markets: The Brazilian case. *The International Journal of Accounting*, 45, pp. 443-464. doi:10.1016/j.intacc.2010.09.003
- Loughran, T., & McDonald, B. (2014). Measuring readability in financial disclosures. *The Journal of Finance*, 69(4), pp. 1643-1671.
- Manoel, A., Eça, J., & Moraes, M. (2016). Custo do capital próprio em empresas brasileiras do setor sucroenergético: um estudo considerando a adoção das normas internacionais de contabilidade. *Revista Universo Contábil*, 12(2), pp. 17-137. doi:10.4270/ruc.2016217
- Martins, T. B., Ghiraldello, C. M., Nunes, M. G., & Oliveira Junior, O. N. (1996). Readability Formulas Applied to Textbooks in Brazilian Portuguese. *Notas do ICMSC-USP, Série Computação*, 28.
- Nardi, P., Silva, R., Nakao, S., & Valle, M. (2009). A relação entre gerenciamento de resultados contábeis e o custo de capital das companhias abertas brasileiras. 5(4), pp. 06-26. doi:10.4270/ruc.2009428
- Ohlson, J., & Juettner-Nauroth, B. (2005). Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. *Review of Accounting Studies*, 10, pp. 349-365.
- Richardson, S., Sloan, R., Soliman, M., & Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 39, pp. 437-485. doi:10.1016/j.jacceco.2005.04.005
- Rover, S. (2013). *Disclosure socioambiental e custo de capital próprio de companhias abertas no Brasil*. Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, Contabilidade e Atuária, São Paulo.
- Silva, A., Pletsch, C., Klann, R., Fasolin, L., & Scarpin, J. (2015). Influence of international accounting convergence on the level of earnings management in both Brazilian and Chilean companies. In I. Lourenço, & M. Major, *Standardization of financial reporting and accounting in Latin American countries* (pp. 195-215). IGI Global.
- Silva, D., & Pinheiro, L. (2015). O impacto do nível de disclosure sobre o custo de capital próprio das companhias abertas brasileiras. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 25, pp. 73-88. doi:<http://dx.doi.org/10.11606/rco.v9i25.97726>
- Silva, R. L. (2013). *Adoção completa das IFRS no Brasil: Qualidade das demonstrações contábeis e o custo de capital próprio*. Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, Contabilidade e Atuária, São Paulo.
- Soderstrom, N., & Sun, K. (2007). IFRS Adoption and Accounting Quality: A Review. *European Accounting Review*, 16(4), pp. 675-702.
- Stocks, M., & Harrell, A. (1995). The impact of an increase in accounting information level on the judgement quality of individuals and groups. *Accounting, Organizations and Society*, 20(7/8), pp. 685-700.
- Verrecchia, R. E. (1990). Information quality and discretionary disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 12, pp. 365-380.
- Verrecchia, R. E. (2001). Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 32, pp. 97-180.
- Yamani, A., Hussainey, K., & Albitar, K. (2021). The impact of financial instruments disclosures on the cost of equity capital. *International Journal of Accounting & Information Management*, 29(4), pp. 528-551. doi:10.1108/IJAIM-02-2021-0052