

**RISCO INFORMACIONAL E A PREVISÃO DOS ANALISTAS DE MERCADO: UM ESTUDO EMPÍRICO SOBRE AS EMPRESAS BRASILEIRAS LISTADAS NA [B]<sup>3</sup>.****Paulo Victor Gomes Novaes***Universidade Federal de Minas Gerais***Rafaella Duarte Miranda***Universidade Federal de Minas Gerais***Ricardo Carvalho da Silva***Universidade Federal de Minas Gerais***Valéria Gama Fully Bressan***Universidade Federal de Minas Gerais***RESUMO**

Este estudo objetivou analisar a relação entre as dimensões do risco informacional e o erro das previsões dos analistas sobre as empresas brasileiras não-financeiras listadas na [B]<sup>3</sup>. O “risco informacional” foi estimado pela Análise de Componentes Principais (ACP) para estimar os componentes de risco da informação “Incerteza” e “Assimetria”, além do Custo de Capital Próprio. As regressões estimadas para uma amostra com 65 empresas, no período 2011 a 2017 (392 observações), sinalizaram o efeito negativo e significativo da variável latente de incerteza sobre o erro das previsões dos analistas. Em testes adicionais, verificou-se que a variável de suavização de resultado reduz esses erros de previsão. Desta forma, o estudo contribui para o entendimento de alguns fatores que afetam os modelos utilizados pelos analistas do mercado brasileiro.

**Palavras-chave:** Assimetria Informacional; Risco Informacional; Incerteza; Custo de Capital Próprio, Erros de Previsão.

**ABSTRACT**

This study aimed to analyze the relation between the informational risk dimensions and the financial analyst forecasts errors on non-financial Brazilian firms listed at [B]<sup>3</sup>. The “informational risk” was estimated by Principal Component Analysis (PCA) to estimate the components of information risk “uncertainty”, “asymmetry”, and the cost of equity capital. The regressions estimated for a sample of 65 firms, between 2011 and 2017 (392 observations), signalize a negative and significant effect of the uncertainty latent variable on the financial analyst forecasting error. In further investigations, we verified the variable income smoothing reduce such analysts’ errors. Therefore, this study contributes to enhance the understanding of the factors that affect the models used by the financial analyst at the Brazilian capital market.

**Keywords:** Informational asymmetry; informational risk; uncertainty; cost of capital; forecasting errors.

**1. INTRODUÇÃO**

Este artigo analisa a associação entre as dimensões do risco informacional e a acurácia das previsões dos analistas. Ronen & Yaari (2008) consideram que os analistas são partes intermediárias que exercem a função de *gatekeepers* da informação contábil. Para isso, eles analisam o estado da natureza, bem como possíveis sinais emitidos quanto às perspectivas de retorno dos investimentos realizados, bem como aos riscos tomados pela empresa. Por exemplo, a forma como os gestores captam recursos evidencia o nível de exposição aos riscos de mercado

como taxas de juros, risco de default e de liquidez (Damodaran, 1994). Ademais, a análise considera também o risco associado ao nível de divulgação de informações para mercado, que tende a refletir em diferentes fatores de assimetria (Akerlof, 1970), aqui chamados de “risco informacional”.

Botosan (1997) evidencia o efeito neutralizador da cobertura dos analistas de mercado sobre a relação negativa entre maior nível de divulgação voluntária e o custo de capital próprio. Isso, porém, não implica dizer que informações voluntárias não têm capacidade de mitigar risco, mas habilita a consideração de que os analistas filtram e disseminam grande parte das informações relevantes, atuando como próprios redutores de assimetria informacional (Beyer et al., 2010) e inibidores de gerenciamento de resultado (Martinez, 2011).

O ambiente de incerteza informacional ao mesmo tempo que incentiva a cobertura, tende a conturbar os modelos de previsão dos analistas. Dhaliwal, Radhakrishnan, Tsang, & Yang (2012) evidenciam que o erro de previsão é diminuído em empresas que engajam em práticas de Responsabilidade Social Corporativa (RSC), sobretudo em países com ambiente informacional mais opaco. Os analistas observam informações imperfeitas publicamente disponíveis e buscam informações sem custo sobre os possíveis determinantes da capacidade de crescimento e geração de retorno (Fischer & Stocken, 2010). Nesse sentido, as informações geradas pela contabilidade exercem um papel de monitoramento e auxiliam na redução da assimetria informacional (Watts & Zimmerman, 1978).

A literatura é vasta em pesquisas empíricas evidenciando que quanto maior a assimetria informacional, menor a liquidez (Balakrishnan et al., 2014), menor valor da firma (Fosu et al., 2016) e maior o custo de capital da firma (Amihud & Mendelson, 1986; Botosan, 1997; Lopes & Alencar, 2010; Novaes, 2015; Verdi, 2005), sobretudo quando as premissas de mercado perfeito não podem ser atendidas.

Nesse cenário, considerando que as previsões dos analistas são sensíveis a diferentes fatores operacionais e estratégicos da empresa e do setor (Dalmácio et al., 2013), à qualidade da informação contábil divulgada (Almeida & Dalmácio, 2015), bem como a outros fatores de risco da empresa (Martinez, 2009; Mittendorf & Zhang, 2005; Oliveira & Girão, 2018), este estudo **objetiva analisar a relação entre as dimensões do risco informacional e o erro de previsão dos analistas sobre as empresas brasileiras não-financeiras listadas na [B]**<sup>3</sup>.

Especificamente, este estudo objetiva investigar se: OE<sub>1</sub>: a incerteza impacta positiva e significativamente o erro de previsão dos analistas; se OE<sub>2</sub>: a assimetria impacta positiva e significativamente o erro de previsão dos analistas; e se OE<sub>3</sub>: o custo de capital próprio implícito afeta significativamente a acurácia dos analistas.

Martinez (2009) menciona que o comportamento dos analistas é um “*hot topic*” na literatura de contabilidade e finanças. Assim, os resultados deste estudo têm o potencial de contribuir para a literatura evidenciando parte dos fatores que alteram o comportamento dos modelos utilizados pelos analistas. Consequentemente, os resultados podem auxiliar novos analistas, bem como gestores e investidores independentes.

Os achados sugerem que o variável latente “incerteza” foi significativa, sinalizando que o aumento no nível de incerteza sobre a empresa aumenta o erro absoluto da previsão. Adicionalmente, utilizando as variáveis originais, os resultados demonstram que o erro do ano anterior influencia positivamente no erro atual. Ainda, observou-se que quanto mais suavizado é o lucro da empresa, menor é o erro absoluto médio dos analistas. Depreende-se que a suavização do resultado pode ser filtrada pelos analistas, facilitando os *inputs* dos modelos de avaliação.

Além deste *overview*, o do artigo está dividido da seguinte forma: A *Seção 2* apresenta o desenvolvimento das hipóteses; *Seção 3* os métodos utilizados para operacionalização das variáveis, bem como o modelo econométrico empregado; *Seção 4* apresenta e discute os resultados de estatística descritiva, bem como dos testes de abordagem e ajustamento, seguido

dos testes principais; *Seção 5* apresenta as conclusões, acompanhados das potenciais implicações econômicas, além das limitações e sugestões para futuras pesquisas.

## 2. DESENVOLVIMENTO DAS HIPÓTESES

### 2.1. Assimetria Informacional e Analistas de Mercado

As informações contábeis são levadas a mercado e são utilizadas pelos seus usuários para as tomadas de decisões, porém essa informação tende a ser assimétrica na comparação entre gestor e acionista (Jensen & Meckling, 1976), uma vez que depende do nível de sofisticação e de compreensibilidade das partes (Beyer et al., 2010). Nesse contexto conflituoso, Verdi (2005) comenta que as informações geradas pela contabilidade atuam na mitigação da assimetria informacional entre compradores e vendedores. Contudo, para melhorar a compreensão do conteúdo informacional, os analistas de mercado atuam como agentes intermediários nessa relação (Gu et al., 2019).

Ronen e Yaari (2008 p. 189) indicam que a assimetria de informação torna difícil a leitura e identificação daquelas empresas que de fato tem boas perspectivas de retornos. No mercado de capitais, os analistas são os “*gatekeepers*” que atuarão para reduzir a assimetria de informacional por meio de análises das demonstrações financeiras, relatórios de auditoria e demais informações disponíveis ao mercado.

Os analistas são aqueles que pesquisam e obtêm informações sobre fluxos de caixas, vendas e outras informações sobre os fundamentos da empresa, o que será refletido nas demonstrações financeiras. A força de atuação dos analistas estará então ligada com o nível de assimetria existente no mercado em que atuam, assim espera-se que sua influência será maior naquelas situações em que nem todas as informações estarão disponíveis ao investidor. Neste sentido, Koch, Nilsson e e Collin (2015) verificam que o desempenho é melhor com um grau maior de proteção ao investidor, mas aponta também que podem ser considerados mecanismos substitutos, ou seja, uma proteção legal mais forte reduz a necessidade dos analistas.

### 2.2. Incerteza e Custo de Capital Próprio

O custo de capital próprio expressa a taxa de retorno mínima requerida pelos investidores para aplicarem recurso em uma entidade. Essa taxa requerida está associada ao risco do investimento, dessa forma, quanto maior o risco, maior o retorno exigido (Silva & Quelhas, 2006). Correlaciona-se o custo de capital próprio com o custo de oportunidade pelo qual a organização espera obter o melhor retorno sobre o investimento praticado, isto é, representa o quanto a companhia pode obter de retorno sobre seus investimentos. Dessa forma, o custo de capital próprio pode ser usado como uma medida de avaliação da atratividade econômica de um investimento, sendo utilizado como referência para a análise de desempenho, viabilidade operacional e definição de uma estrutura ótima de capital (Martinez *et al*, 200; Assaf Neto *et al*, 2008).

O desempenho financeiro e a qualidade das informações contábeis reduzem o custo do capital próprio das empresas, influenciando as avaliações de incertezas dos investidores sobre fluxos de caixa futuros (Lambert *et al.*, 2007; Lambert *et al.*, 2012; Hou *et al.*, 2012). Nesse sentido, por meio de *proxy* mensura-se a qualidade da informação contábil para analisar a relação com o custo do capital próprio das organizações (Easley e O'Hara, 2004). Tal associação pode ser desencadeada por assimetria de informação entre investidores informados e desinformados. Leuz e Verrecchia (2005) argumentam que o risco da informação afeta os retornos dos acionistas, e, assim, uma melhor informação financeira melhora a coordenação entre empresas e investidores, conforme refletido no custo de capital próprio.

A assimetria de informação é um dos fatores que impactam no custo de capital das empresas. Lambert, Leuz e Verrecchia (2012) demonstraram que quando um mercado tem

competição perfeita, o nível de assimetria não interfere no custo de capital. Por outro lado, fora do extremo, o custo de capital das empresas, cujo nível de informação é mais baixo, apresenta maior custo de capital. Ainda, Peng, Andrew e Henry (2017) corroboram a hipótese de que o nível de assimetria tem relação direta e positiva com o custo de capital. O estudo foi realizado nas empresas listadas na bolsa de valores da Austrália e os resultados indicaram um aumento na taxa de retorno dos investidores tendo em vista um maior nível de assimetria e ainda que a cobertura de analista tende a reduzir o retorno exigido.

### 2.3. Ambiente informacional e Previsão dos Analistas de Mercado

Estudos teóricos e empíricos evidenciam que a associação entre o ambiente informacional corporativo e o trabalho executado pelos analistas de mercado emerge de dois canais: Por um lado, maior cobertura dos analistas incentiva decisões mais eficientes de alocação de recurso e, conseqüentemente, aumento de produtividade (To et al., 2018) e de qualidade dos números contábeis produzidos pela entidade, reduzindo a assimetria informacional (Gu et al., 2019); Por outro, diferentes fatores de mercado e da firma tendem a impactar na qualidade dos modelos e na acurácia das previsões dos analistas (Almeida & Dalmácio, 2015; Haß et al., 2014; Lang & Lundholm, 1996; Oliveira & Girão, 2018).

No cenário norte-americano, Lang & Lundholm (1996) apresentam que, embora os modelos utilizados pelos analistas sejam sensíveis a informações externas à empresa (ambiente macroeconômico), o acesso às informações internas de maior qualidade, redundando em melhoria na qualidade das recomendações, bem como na acurácia do consenso dos analistas que cobrem a empresa. Isso denota que as informações financeiras da empresa estão menos sujeitas às diferenças de interpretação por parte dos analistas, o que se traduz em redução de assimetria informacional.

Griffin, Neururer & Sun (2018), também com base no mercado norte-americano, atentam para análise dos custos que os analistas incorrem para se obter informações da empresa. Os resultados sugerem que, em média, o maior engajamento da empresa em práticas de disclosure ambiental enseja mais esforço para continuar cobrindo a empresa, o que acarreta menor escrutínio das informações e menos revisões das previsões ao longo do ano, enfraquecendo o papel de tradutor e disseminador das informações para os investidores.

Haß et al. (2014) analisaram empresas Chinesas listadas no período de 2003 a 2011 e identificaram a relação entre o nível de governança corporativa e o ambiente informacional, medido pela tempestividade com que os lucros explicam os preços, bem como as propriedades da cobertura dos analistas: número de analistas acompanhando a empresa, tempestividade, dispersão e acurácia das previsões). Nessa linha, há evidências de que as informações obtidas pelos analistas tendem a ser mais relevantes quando tratam de empresas menos negociadas, com menor nível de incerteza e com menor associação entre lucro e retorno (Laih et al., 2015).

Os achados estão parcialmente em linha com os de Dickinson, Kassa, & Schaberl (2018), que testaram o conteúdo informacional das previsões dos analistas entre os estágios do ciclo de vida e encontram predominância em empresas em crescimento e em maturidade, que são considerados estágios de menor incerteza, comparados aos demais.

No mercado Australiano e Europeu, Pathiramage & Jubb (2018) evidenciam que o aumento da qualidade das demonstrações financeiras (via adoção das IFRS) ampliou o conhecimento dos analistas de mercado que já embasavam suas análises nos fundamentos da empresa, melhorando a interpretação dos possíveis sinais emitidos pelos números contábeis.

#### 2.3.1 Estudos empíricos brasileiros

No Brasil, os determinantes da acurácia dos analistas de mercado são alvo de estudos dos pesquisadores, que tem como objetivo analisar quais os fatores que podem enviesar ou melhorar tais previsões. Martinez (2009) indicou que a experiência do analista tem uma relação

positiva com a acurácia, e por diferença, o nível e complexidade não influencia a acurácia no caso brasileiro. Além disso, o autor sustenta que a idade da previsão e vínculo do analistas a grandes corretoras nacionais e internacionais impactam na acurácia da previsão.

Dalmácio et al. (2013) atestaram a relação da governança corporativa na acurácia dos analistas brasileiros, no período de 2000 a 2008. Os resultados comprovam a hipótese de que as empresas emitem sinais ao mercado sobre a qualidade das suas informações contábeis, por meio de mecanismos mais eficientes de controle e transparência, previstos nos níveis mais alto de governança corporativa. Assim os resultados indicaram uma relação positiva entre a presença de empresa em níveis mais alto de governança com a acurácia dos analistas.

Beiruth, Galdi, Lima e Almeida (2014) analisaram das empresas listadas no Índice Brasil (IBrX), no período de 2004 a 2011, que geraram preços alvo de 2005 a 2012 e apontaram que os valores indicados pelo modelo de avaliação baseado em números contábeis têm mais similaridade com os preços alcançados pelas ações. Segundos os autores, uma explicação pode ser o alto grau de otimismo dos analistas.

Oliveira e Girão (2018), partindo da hipótese de que as previsões dos analistas variam em função do estágio do ciclo de vida, analisaram uma amostra de 713 empresas ano, de 2008 a 2014, listadas na B3. Os resultados indicaram que nos estágios de instabilidade (introdução e declínio) estão associados a menor a acurácia da previsão dos analistas. Outro resultado obtido indica que as dificuldades financeiras das empresas impactam na acurácia das previsões dos analistas.

O ambiente brasileiro tem características particulares. Brito, Corrar e Batistela (2007) apontam algumas questões que interferem na forma como as empresas realizam seus endividamentos tais com: mercado de capitais restritos, elevada concentração do controle acionário, forte restrições de capital de terceiros de longo prazo e elevadas taxas de juros. Em função do ambiente diferenciado, principalmente quanto às características da evolução do mercado de capitais e das restrições de endividamento, esta pesquisa procura evidenciar como se comporta a relação entre a previsão dos analistas e os valores atingidos pelas ações diante da instabilidade vivida pelas empresas brasileiras.

Com base nos argumentos e evidências expostas, as hipóteses a serem testadas são:

*H<sub>1</sub>: A assimetria informacional aumenta os erros de previsão dos analistas financeiros;*

*H<sub>2</sub>: O ambiente de incerteza sobre os fundamentos da empresa aumenta os erros de previsão dos analistas financeiros;*

*H<sub>3</sub>: Quanto maior o custo de captação de recursos via mercado de capitais, maior será o erro de previsão dos analistas financeiros.*

### 3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A amostra é composta por empresas brasileiras acompanhadas por analistas da Thomson Eikon® com dados disponíveis do período de 2011 a 2017. Considera-se que a adoção obrigatória da IFRS, em 2010, modificou significativamente o padrão contábil das empresas, e, para manter a comparabilidade nos indicadores utilizados, adotou-se o ano de 2011 como ponto de partida pelo fato de alguns modelos demandarem variáveis defasadas.

Foram excluídas da amostra empresas sem informações de ativo total (66 observações), empresas com patrimônio líquido negativo (7 observações) e as empresas do setor financeiro, em função da diferença no padrão contábil (56 observações), totalizando 65 empresas (392 observações empresa-ano), com informações desequilibradas entre as variáveis.

#### 3.1. Operacionalização das Variáveis

##### 3.1.1. Erro das Previsões dos Analistas

Para representar o erro das previsões dos analistas ( $EPA_i$ ) este estudo seguirá os procedimentos adotados em Dhaliwal et al. (2012), Martinez (2009) e Saito, Benetti & Villalobos (2008), adotando o erro de previsão absoluto, conforme equação 1:

$$EPA_i = \left| \frac{LPA_{real} - LPA_{prev}}{LPA_{real}} \right| \quad (1)$$

Entende-se que utilizar de forma discricionária a previsão revisada em dezembro, como em Gatsios (2013), aumentaria a oportunidade de redução da acurácia em função da divulgação de outras informações relevantes. Neste estudo, as variáveis que refletem o ambiente informacional são capturadas em informações anuais. Por esse motivo, considerou-se a previsão realizada 12 meses antes da divulgação do resultado.

### 3.1.2. Análise dos Componentes Principais - Risco Informacional

Neste estudo, adota-se a Análise dos Componentes Principais, semelhante à utilizada em Francis, LaFond, Olsson, & Schipper (2004) e Verdi (2005) para operacionalizar a variável de risco informacional. Ressalta-se, porém, que alguns procedimentos foram adaptados à realidade brasileira, em função da curta série de tempo disponível com bases em IFRS.

O primeiro componente (Comp1) de um conjunto de  $p$  variáveis,  $X_1, X_2, \dots, X_p$ , contidas no vetor  $X' = (X_1, X_2, \dots, X_p)$  é definido como a combinação linear:  $Comp1 = b_{11}X_1 + b_{21}X_2 + \dots + b_{p1}X_p = b'1X$ , cujos coeficientes  $b_{11}$  são elementos do vetor característico  $b_1$ , associado à maior raiz característica ( $\lambda_1$ ) da matriz de covariância amostral ( $S$ ) das variáveis  $X_i$ 's. O segundo componente (Comp2) estará associado à segunda maior raiz característica ( $\lambda_2$ ) e, assim sucessivamente, até que toda a variância tenha sido explicada. Os autovalores (ou raízes características) ordenados, ou seja,  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$ , são as variâncias amostrais dos componentes principais. O primeiro componente também é definido como o de maior importância, uma vez que retém a maior parte da variação total encontrada nos dados originais. A técnica envolve a matriz de covariância amostral  $S$  ou a matriz de correlação  $R$ .

A ACP pode tanto ser aplicada para um conjunto de  $n$  variáveis de forma exploratória, permitindo observar quantos fatores foram formados, bem como pode ser empregada como neste trabalho, isto é, para um conjunto de variáveis selecionadas, de acordo com as evidências presentes na literatura, na expectativa de representar um constructo definido *a priori*, embora a abordagem continue exploratória. Uma vez formado, o componente principal constituirá uma variável latente (Mingoti, 2005).

### 3.1.3. Dimensões do Risco Informacional

O risco associado ao nível de divulgação de informações para mercado tende a refletir em fatores distintos internos e externos à empresa (Beyer et al., 2010). Neste estudo, isso convergirá para “risco informacional”, que será representado pelos componentes de Incerteza, Assimetria e o Custo de Capital Próprio da firma, que tende a refletir parcialmente os efeitos dos outros componentes (Verdi, 2005). Como os constructos serão formados pela relação linear entre algumas variáveis, entende-se não haver problemas de multicolinearidade, *a priori*, ao juntar a variável de custo de capital.

### 3.1.4. Incerteza

As variáveis testadas para a formação do fator de incerteza advêm de modelos amplamente divulgados da literatura de contabilidade e finanças. Por esse motivo, a discussão será mais enxuta. O quadro 1 apresenta outros estudos que tratam especificamente sobre as variáveis/técnicas:

Variáveis coletadas	Suporte Teórico
Qualidade dos accruals	(Almeida, Costa, Faria, & Brandrão, 2009; Dechow, Sloan, & Sweeney, 1995; Verdi, 2005)
Previsibilidade dos lucros	(Das et al., 1998; Dichev & Tang, 2009; Francis et al., 2004)
Suavização dos lucros	(Almeida et al., 2012; Eckel, 1981; Francis et al., 2004)

Quadro 1. Constructos e Variáveis de Incerteza

A **qualidade dos accruals**, que reflete o nível de discricionariedade dos gestores no gerenciamento de resultados será capturado pelo modelo proposto por Dechow, Sloan & Sweeney (1995), comumente tratado como “Jones Modificado”. Os accruals totais, escalonados pelo ativo total no fim do ano anterior, são estimados pela subtração das variações de ativo circulante e caixa e equivalentes de caixa e variações passivo circulante e dívidas de curto prazo, além de também subtrair a depreciação do período. Na sequência, estima-se o modelo:

$$ACT_i = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{1}{AT_{t-1}} \right) + \beta_2 \left( \frac{\Delta REC_i - \Delta CREC_i}{AT_{t-1}} \right) + \beta_3 \left( \frac{PPE_i}{AT_{t-1}} \right) + \varepsilon_i \quad (1)$$

Desta forma, o erro aleatório do modelo, representando a parte não explicada da variação dos accruals totais, reflete a parte discricionária do gerenciamento de resultado. Francis et al. (2004) utilizou o desvio-padrão de uma série de 10 períodos anteriores, de modo que quanto mais dispersa a variável, pior a qualidade. Neste estudo, porém, utiliza-se o valor absoluto dos *accruals* discricionários. Assim, quanto maior for o número, maior é a discricionariedade exercida pelos gestores e, conseqüentemente, pior é a qualidade dos *accruals*.

A **previsibilidade dos lucros** corresponde à variância do erro de um modelo AR de ordem 1, com uma janela de 10 anos contínuos, seguindo os procedimentos adotados em Francis et al. (2004) e Verdi (2005). Desta forma, quanto maior a dispersão do erro, menos previsível é o lucro por ação da empresa. Por esse motivo, a variável será tratada como **imprevisibilidade**.

A **suavização dos resultados** é calculada com base no “Modelo de Eckel” (Eckel, 1981), que considera a razão entre as variações relativas (de ordem 1) da receita líquida e do lucro líquido. Porém, diferente de Almeida, Neto, Bastianello & Moneque (2012), por exemplo, este estudo não classifica as empresas em suavizadoras e não suavizadoras por intervalos, mas utiliza o valor absoluto do índice. Assim, quanto menor o índice, maior é a suavização dos lucros.

3.1.5. Assimetria

Para representar o constructo de assimetria informacional, este estudo segue os procedimentos realizados em Francis et al. (2004) e Verdi (2005), novamente ponderado pela disponibilidade de informações. Para cada observação, obtêm-se o **número de analistas** cobrindo a empresa em cada ano; a **idade**, que representa o número de anos que a empresa está registrada na bolsa de valores.

3.1.6. Custo de Capital Próprio

Para mensuração do custo de capital próprio (Ke) das companhias utilizadas na amostra desta pesquisa, será utilizado o modelo de Easton (2004), o qual representa um modelo de custo de capital próprio implícito. Será aplicado este modelo devido suas características e peculiaridades do mercado brasileiro para mensuração do Ke. Destaca-se:

$$K_{eit} = \sqrt{\frac{lpa_{t+1}}{P_t} \cdot cresc_{t+2}} \quad (2)$$

Em que:  $k_{eit}$  = Custo de capital próprio da empresa *i* no período *t*;  $lpa_{t+1}$  = Lucro por ação projetado para o ano *t+1*;  $P_t$  = Preço da ação no final do ano *t*;  $cresc_{t+2}$  = Crescimento do lucro por ação entre *t+1* e *t+2*, dado por:  $\frac{lpa_{t+2} - lpa_{t+1}}{lpa_{t+1}}$ .

3.2. Modelos econométricos

Para atender ao proposto de analisar a relação entre as propriedades do risco operacional e a assimetria das previsões dos analistas, estima-se o seguinte modelo de regressão com dados em painel:

$$EPA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Incerteza_{i,t} + \beta_2 Assimetria_{i,t} + \beta_3 Ke_{i,t} + \sum_k^j \beta_j Ctrl + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Em que  $EPA_{i,t}$  significa o erro de previsão do consenso das previsões dos analistas da empresa  $i$  no ano  $t$ . A variável é composta pelo valor absoluto do erro do consenso das previsões dos analistas, feitas 12 meses antes da divulgação do resultado;  $Incerteza_{i,t}$  e  $Assimetria_{i,t}$  são variáveis formadas a partir da Análise dos Componentes Principais, com base na **i)** Qualidade dos Accruals, **ii)** Imprevisibilidade e **iii)** Suavização dos lucros, **iv)** Número de analistas, **v)** Idade da empresa na bolsa de valores. Além disso,  $Ke_{i,t}$  é o custo de capital próprio implícito estimado conforme o modelo de Easton (2004); e  $\varepsilon_{i,t}$  é o erro aleatório do modelo.

Para isolar os efeitos das variáveis de interesse sobre o erro das previsões, foram utilizadas as seguintes variáveis de controle: **Tamanho** - representado pelo logaritmo natural do Ativo Total da empresa  $i$  no tempo  $t$  (Dalmácio et al., 2013; Gatsios, 2013; Martinez, 2009); **Alavancagem** - representado pela razão entre o passivo exigível e o ativo total da empresa  $i$  no tempo  $t$  (Almeida & Dalmácio, 2015; Basu et al., 1998; Oliveira & Girão, 2018); **MTB** - O múltiplo Market-to-book representa a oportunidade de crescimento da firma, medida pelo valor de mercado da empresa  $i$  no tempo  $t$  dividido pelo respectivo valor contábil (Martinez, 2009; Watts & Zimmerman, 1986).

#### 4. ESTATÍSTICA DESCRITIVA E CORRELAÇÃO

Após análise da distribuição das variáveis e constatação de alta dispersão, optou-se por utilizar as variáveis previsibilidade, número de analistas e idade na forma logarítmica. Ademais, as variáveis suavização, endividamento e MTB foram winsorizadas a 2.5% em cada cauda. A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas, após os ajustes mencionados.

Tabela 1  
Estatística Descritiva

Variáveis	n	Mean	S.D.	Quintiles				
				Min	0.25	Mdn	0.75	Max
EPA	385	0.7000	2.3000	0.0000	0.0600	0.1800	0.5500	28.2700
Abs_ad	392	0.0400	0.0400	0.0000	0.0100	0.0300	0.0600	0.2800
Imprevisibilidade	287	4.2200	1.4500	1.2800	3.4900	4.0700	4.9300	10.2600
Suavização	392	1.0000	2.1100	0.0000	0.0900	0.3100	0.8800	11.2000
Qtde Analistas	378	2.2000	0.5400	0.0000	2.0800	2.3000	2.5600	2.8900
Idade	392	2.6100	0.8000	0.0000	1.9500	2.5600	3.2000	4.3000
Ke	392	0.1700	0.2200	0.0000	0.0900	0.1400	0.2100	2.5500
Tamanho	392	5.1200	0.9800	0.0000	4.6800	5.4200	5.8300	6.1200
Endividamento	369	1.2800	1.2500	0.0000	0.5600	0.8200	1.5200	5.4100
MTB	369	2.4200	2.5800	0.2400	0.8200	1.4300	2.9000	12.6400

Nota: **EPA** é Acurácia das Previsões dos Analistas; **Abs\_ad** é o valor absoluto dos *accruals* discricionários; **Imprevisibilidade** é o logaritmo natural da (im)previsibilidade dos lucros da empresa; **Suavização** é o índice que retrata o nível de suavização do lucro da empresa winsorizado a 2.5% em cada cauda, **Qtde analistas** representa o número de analistas (em base logarítmica) que acompanhavam a empresa em cada ano, **Idade** representa o tempo (em anos) de registro na bolsa de valores brasileira também em base logarítmica; e **Ke** é o custo de capital próprio implícito; **tamanho** é o logaritmo natural do ativo total da empresa

Após os referidos ajustes, observa-se que a dispersão das variáveis se apresenta dentro de um nível aceitável para não prejudicar a distribuição e, conseqüentemente, as propriedades dos modelos a serem estimados. Nota-se um erro médio de 70%, mas que atinge um máximo superior a 2800%. Em testes adicionais, constatou-se que a média dos erros de previsão nas empresas do setor de Materiais Básicos foi estatisticamente superior às médias dos setores de Bens Industriais (Prob > t de 0.0132), Consumo Não Cíclico (0.0755) e Saúde (0.0082). No entanto, não foi estatisticamente superior a Consumo Cíclico (0.6053) e Utilidade Pública (0.1536).

O custo de capital próprio implícito apresentou uma média de 17%. Dada a heterogeneidade dos setores nos erros de previsão, a análise das variáveis de custo de capital implícito, imprevisibilidade e suavização também mostrou características distintas, de modo que o setor de saúde apresentou comportamento menos disperso para essas variáveis, com base no coeficiente de variação.

Analisando o número de analistas ao longo do tempo, é possível notar uma redução de 55 para 53 ao longo do tempo, porém com intensa redistribuição da cobertura de um ano para o outro. Por exemplo, o número de empresas acompanhadas por 10 analistas, que é a média da amostra, aumentou de 2, em 2011, para 10 em 2014, e depois reduziu para 6 no fim do período de análise. Ainda, no geral, o maior número de analistas cobrindo uma empresa (18) aconteceu nos anos 2011, com a Lojas Americanas (LAME4) e 2014, com a Lojas Renner (LREN3). No último ano da amostra, porém, o maior número de analistas cobrindo uma empresa foi 15, que ocorreu com 6 empresas.

A tabela 2 apresenta a matriz de correlação de Pearson para as variáveis utilizadas na pesquisa.

Tabela 2

**Matriz de Correlação de Pearson**

Variáveis	Epa	Abs_ad	Imprevisib.	Suavização	Qtde analistas	Idade	Ke	Tamanho	Endividamento
Abs_ad	0.0512	1							
Imprevisib.	<b>0.112*</b>	<b>0.196***</b>	1						
Suavização	<b>-0.0984*</b>	0.0211	-0.0732	1					
Qtde Analistas	<b>-0.106**</b>	0.0192	<b>-0.158***</b>	-0.00657	1				
Idade	0.026	-0.0532	0.0287	0.012	0.0587	1			
Ke	0.0803	<b>0.0913*</b>	<b>0.413***</b>	0.0628	<b>-0.216***</b>	-0.00552	1		
Tamanho	0.0102	-0.0457	-0.0149	0.05	0.0498	<b>0.203***</b>	0.0563	1	
Endividamento	-0.00137	0.00488	<b>0.126**</b>	-0.0288	<b>0.173***</b>	0.0811	<b>0.176***</b>	<b>0.158***</b>	1
MTB	<b>-0.112**</b>	-0.0239	<b>-0.167***</b>	<b>0.132**</b>	<b>0.245***</b>	0.0565	<b>-0.195***</b>	<b>-0.136***</b>	<b>0.365***</b>

Nota: **EPA** é Acurácia das Previsões dos Analistas; **Abs\_ad** é o valor absoluto dos *accruals* discricionários; **Imprevisibilidade** é o logaritmo natural da imprevisibilidade dos lucros da empresa; **Suavização** é o índice que retrata o nível de suavização do lucro da empresa winsorizado a 2.5% em cada cauda, **Qtde analistas** representa o número de analistas (em base logarítmica) que acompanhavam a empresa em cada ano, **Idade** representa o tempo (em anos) de registro na bolsa de valores brasileira também em base logarítmica; e **Ke** é o custo de capital próprio implícito; **Tamanho** é o logaritmo natural do ativo total da empresa

Observa-se, conforme esperado, que os *accruals* discricionários (Abs\_ad) e a variável de previsibilidade estão positivamente correlacionados, porém, porém de forma fraca. A previsibilidade é formada pela dispersão do erro e, analisando apenas o par, nota-se que quanto menos previsível é o lucro da empresa, maior tem sido o erro dos analistas. Assim, quanto maior o nível de discricionariade, menor a previsão dos lucros.

Destaca-se também a correlação positiva entre o erro de previsão e a quantidade de analistas que cobrem uma empresa. Isso sinaliza a utilização de diferentes técnicas de Valuation por parte dos analistas, acarretando em diferentes previsões, aumentando o erro médio (Martinez, 2009; Novaes et al., 2018). Ademais, observa-se uma correlação positiva, porém baixa (0.176\*\*\*), entre endividamento e o custo de capital próprio, medido pelo Easton (2004), sugerindo que o risco intrínseco reflete o risco financeiro das empresa. Por outro lado, o custo de capital está negativamente correlacionado, também de forma fraca (-0.195\*\*\*) com a oportunidade de crescimento, medido pelo market-to-book.

Esperava-se maiores níveis de correlações entre as variáveis de Accruals Discricionários, Imprevisibilidade, Suavização, Quantidade de Analistas e Idade, as quais são apontadas pela literatura como formadoras dos construtos de assimetria e incerteza (Francis et al., 2004; Verdi, 2005). Contudo, pouca ou nenhuma correlação foi observada para esses pares. Esse quadro antecipa algumas dificuldades encontradas na tentativa de formar componentes principais, conforme tópico 5.1.

## 5. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

### 5.1. Análise dos Componentes Principais (ACP)

Os resultados da ACP são apresentados na tabela 3. O quadro A apresenta a variância explicada por cada componente formado, permitindo identificar o número de componentes a serem extraídos por meio do autovalor (*Eigenvalue*) ou por variância acumulada (*Cumulative*). O quadro B apresenta as cargas de cada componente.

Tabela 3  
Análise dos Componentes Principais

<i>Quadro A - Número de componentes extraídos</i>					
Component	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative	
Comp1	<b>1.22604</b>	0.144769	0.2452	0.2452	
Comp2	<b>1.08127</b>	0.0633208	0.2163	0.4615	
Comp3	<b>1.01795</b>	0.0839148	0.2036	0.6651	
Comp4	0.934037	0.193339	0.1868	0.8519	
Comp5	0.740697	.	0.1481	1	
<i>Quadro B - Principal components (eigenvectors)</i>					
Variable	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5
Abs_ad	<b>0.5564</b>	0.4917	0.2938	-0.1205	-0.5898
Imprevisibilidade	<b>0.7288</b>	-0.021	0.0459	0.0633	0.6799
Suavizacao	-0.2501	0.1615	<b>0.7681</b>	0.5406	0.1709
Qtde_Analistas	-0.3109	<b>0.683</b>	0.0351	-0.5244	0.4008
idade	-0.0107	<b>0.515</b>	-0.5661	0.6436	0.0057

Notas: **EPA** é Acurácia das Previsões dos Analistas; **Abs\_ad** é o valor absoluto dos *accruals* discricionários; **Imprevisibilidade** é o logaritmo natural da imprevisibilidade dos lucros da empresa; **Suavização** é o índice que retrata o nível de suavização do lucro da empresa winsorizado a 2.5% em cada cauda, **Qtde analistas** representa o número de analistas (em base logarítmica) que acompanhavam a empresa em cada ano, **Idade** representa o tempo (em anos) de registro na bolsa de valores brasileira também em base logarítmica.

Adotando o critério de *eigenvalues* maiores que 1, formam-se 3 componentes (em negrito no Quadro A), conforme a expectativa. Porém, observa-se no Quadro B que as variáveis de qualidade dos *accruals* e previsibilidade se juntaram na atribuição das maiores cargas fatoriais do 1º componente principal. Ainda, contrário às expectativas, a variável suavização parece formar um único componente (Comp3), enquanto número de analistas e idade de registro da empresa na bolsa compõem majoritariamente o 2º componente. Desta forma, opta-se pela

extração das 3 primeiras componentes principais, mesmo com a variável de suavização atuando quase de forma isolada no comp3. Esse procedimento evita problemas de multicolinearidade entre a variável na forma básica e o componente 1, para o qual ela atribuir sua 2ª maior carga.

Ressalta-se que os componentes formados (denominados “incerteza”, “assimetria” e “c3\_suavização”) são ortogonais entre si, ou seja, apresentam coeficiente de correlação de Pearson igual a 0. Ademais, a variável Ke (Custo de Capital Próprio Implícito) será utilizada isoladamente no modelo de regressão. Ela apresentou  $\rho$  de 0.36 com o componente Incerteza, o que não é considerado alto ao ponto de caracterizar multicolinearidade na regressão posterior.

## 5.2. Regressões Lineares

Para estimar o modelo proposto, por dados em painel, faz-se necessário realizar os testes de Chow, Breusch-Pagan e Hausman para identificar a abordagem que mais se adequa aos dados. A tabela 3 resume os resultados dos testes:

Tabela 4  
Testes de Abordagem para Dados em Painel

	POLS x EF	POLS x EA	EF x EA
Chow	Prob> F = 0.3133 (não rejeita POLS)		
Breusch-Pagan	Prob > chibar2 = 1.0000 (não rejeita POLS)		
Hausman	Prob>chi2 = 0.3685 (Não rejeita EA)		

Embora o teste de Hausman não tenha apresentado evidências para rejeitar a hipótese nula a 5%, o que sugeriria a abordagem dos efeitos aleatórios como preferível à abordagem dos efeitos aleatórios, o teste de Breusch-Pagan não rejeitou  $H_0$ , sugerindo que o modelo *Pooled Ordinary Least Squared (POLS)* é abordagem mais apropriada e, portanto, será a adotada.

Ressalta-se que a normalidade dos resíduos foi assumida com base no Teorema Central do Limite (Mingoti, 2005). Nos testes de pós-estimação do modelo OLS, rejeitou-se a hipótese nula de ausência de homocedasticidade. Por esse motivo, todas as estimações apresentadas nas colunas de (1) a (4) utilizaram o método de correção dos erros-padrão (White). A estimação (5) é a regressão quantílica pela mediana, para investigar eventuais assimetrias nas distribuições das variáveis. Por fim, a estimação (6) agrupa os erros-padrão por indivíduo.

A tabela 5 apresenta os resultados das regressões estimadas incluindo também os controles (*dummies*) de setor, ano e ambos:

Tabela 5  
Coeficientes estimados para a regressão linear com dados em painel

$$EPA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Incert_{i,t} + \beta_2 Assim_{i,t} + \beta_3 C3\_Suavi_{i,t} + \beta_4 Ke_{i,t} + \sum_k^j \beta_j Ctrl + \varepsilon_{i,t}$$

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	White	d Setor	d Ano	Ano e Setor	Quantílica	Cluster id
Incerteza	<b>0.313**</b> (2.393)	<b>0.265**</b> (2.405)	<b>0.256**</b> (2.369)	<b>0.304**</b> (2.399)	<b>0.0642**</b> (2.469)	<b>0.313**</b> (2.083)
Assimetria	-0.175 (-0.951)	-0.230 (-1.210)	-0.209 (-1.105)	-0.157 (-0.828)	-0.00814 (-0.295)	-0.175 (-0.802)
C3_Suavizacao	-0.0928 (-0.890)	0.0421 (0.455)	0.0690 (0.625)	-0.0803 (-0.609)	-0.0133 (-0.493)	-0.0928 (-0.866)
Ke	0.128 (0.287)	0.0681 (0.171)	0.0831 (0.207)	0.157 (0.355)	<b>0.324***</b> (2.776)	0.128 (0.216)
Tamanho	0.00576	-0.0167	0.0356	0.0529	0.00435	0.00576

	(0.0335)	(-0.0834)	(0.176)	(0.304)	(0.136)	(0.0405)
Endividamento	0.0495	0.0313	0.0198	0.0396	0.0309	0.0495
	(0.556)	(0.328)	(0.198)	(0.433)	(1.298)	(0.509)
MTB	<b>-0.0560**</b>	-0.0365	-0.0291	<b>-0.0521*</b>	-0.0161	<b>-0.0560*</b>
	(-2.161)	(-0.975)	(-0.700)	(-1.919)	(-1.357)	(-1.890)
Constant	0.710	0.424	-0.222	0.149	0.147	0.710
	(0.710)	(0.401)	(-0.207)	(0.148)	(0.859)	(0.815)
Num. Observações	267	267	267	267	267	267
Controle Setor	Não	Sim	Não	Sim	Não	Não
Controle ano	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não
R <sup>2</sup>	3.60%	6.10%	8.20%	5.60%	-	3.6%
R <sup>2</sup> ajustado	0.97%	1.65%	1.57%	0.72%	-	1.0%
F-Stat	<b>3.250***</b>	<b>2.246**</b>	1.470	<b>1.818**</b>	-	2.494

**Notas:** Robust t-statistics in parentheses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. **EPA** é Acurácia das Previsões dos Analistas; **Abs\_ad** é o valor absoluto dos accruals discricionários; **Imprevisibilidade** é o logaritmo natural da imprevisibilidade dos lucros da empresa; **Suavização** é o índice que retrata o nível de suavização do lucro da empresa winsorizado a 2.5% em cada cauda, **Qtde analistas** representa o número de analistas (em base logarítmica) que acompanhavam a empresa em cada ano, **Idade** representa o tempo (em anos) de registro na bolsa de valores brasileira também em base logarítmica; e **Ke** é o custo de capital próprio implícito; **Tamanho** é o logaritmo natural do ativo total da empresa

Apesar de em todos os modelos, o coeficiente de determinação (R<sup>2</sup> ajustado) ter sido baixo, ressalta-se que o objetivo do estudo não é esgotar a explicação da variável dependente, mas sim testar a significância do efeito das variáveis propostas como explicativas.

Com base nos resultados dos diversos estimadores, não foi possível confirmar as hipóteses 1 e 3 de efeito significativo das variáveis de assimetria e custo de capital sobre os erros dos analistas. O resultado é contrário ao encontrado na literatura internacional (Gu et al., 2019; Verdi, 2005), mas evidencia que o erro médio dos analistas do mercado brasileiro não é afetado pela quantidade de analistas cobrindo a empresa, o que sugere um conhecimento difuso sobre as informações externas que afetam os fundamentos da empresa. Ademais, o outro fator que mais contribuiu para a variável de “assimetria” foi a idade da firma, sinalizando que uma vez aberta, o nível de informações da firma de dissemina na mesma extensão entre os analistas.

Confrontando com as conclusões apresentadas por Barry e Brown (1985), os autores sugerem que a idade da firma e o número de analistas são *proxys* para estimação de risco, todavia, no cenário brasileiro, tais variáveis, bem como a variável de suavização formaram componentes principais para representação de assimetria de informação, pouco diferente do que foi encontrado em Francis *et al* (2004) e Roulstone (2003).

Por outro lado, a variável de incerteza apresentou um coeficiente positivo e significativo, a um alfa de 5%, independente do estimador utilizado, sugerindo que o aumento no nível de incerteza sobre os fundamentos da empresa aumenta o erro absoluto da previsão. Assim, os resultados confirmam a hipótese 2 de pesquisa, coadunando com Gu et al. (2019) e Verdi (2005) sobre. Apesar de atuarem como *gatekeepers*, não sendo impactados pela suavização dos lucros, as previsões dos analistas são impactadas pelo nível de gerenciamento por accruals discricionários e, portanto, pela imprevisibilidade dos lucros.

Confirmando os achados de Pathiramage & Jubb (2018), os quais evidenciaram que o aumento da qualidade das demonstrações contábeis ampliou o conhecimento dos analistas financeiros, os resultados do presente trabalho demonstram que quanto maior a incerteza informacional maior o erro de previsão dos analistas.

Ainda, Oliveira e Gião (2018) identificam que estágios de instabilidade no ciclo de vida da firma (nascimento e declínio), que refletem os fundamentos da empresa, representam dificuldades para a acurácia da previsão dos analistas. Estes períodos são classificados com maior incerteza informacional, confirmando o resultado desta pesquisa, a qual sustenta que

quanto maior a incerteza inerente às informações das empresas, maior o erro de previsão dos analistas financeiros.

### 5.3. Testes Adicionais

Em função da baixa correlação entre as variáveis, optou-se por utilizar as variáveis originais como explicativas para o modelo. Novamente, os testes de abordagem indicaram a abordagem *pooled* como mais ajustada aos dados. Adicionalmente, optou-se pela inclusão de um modelo (2) com a própria variável dependente defasada um período. Os coeficientes foram estimados também com correção dos erros-padrão de White. A Tabela 6 apresenta os resultados dessas estimações:

Tabela 6  
Estimações Adicionais com as variáveis originais

Variáveis	(1)	(2)
Lag_EPA		<b>0.203***</b> (3.729)
Abs_ad	5.678 (0.728)	8.148 (0.806)
Previsibilidade	-0.00495 (-0.0250)	-0.0575 (-0.252)
Suavização	<b>-0.102**</b> (-2.365)	<b>-0.104**</b> (-2.180)
Quantidade de analistas	-0.744 (-1.413)	-0.555 (-0.934)
Idade	-0.116 (-0.490)	-0.0589 (-0.233)
Ke	0.188 (0.233)	0.387 (0.447)
Tamanho	0.0314 (0.165)	-0.0155 (-0.0770)
Endividamento	0.0780 (0.906)	0.0646 (0.703)
MTB	<b>-0.0505**</b> (-2.088)	<b>-0.0415*</b> (-1.718)
Constant	2.375 (1.131)	2.038 (0.903)
Num. Observações	267	238
R <sup>2</sup>	5.1%	7.6%
R <sup>2</sup> ajustado	1.8%	3.5%
F-Stat	<b>2.857***</b>	<b>3.939***</b>

**Notas:** Robust t-statistics in parentheses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. EPA é Acurácia das Previsões dos Analistas; Abs\_ad é o valor absoluto dos accruals discricionários; Imprevisibilidade é o logaritmo natural da imprevisibilidade dos lucros da empresa; Suavização é o índice que retrata o nível de suavização do lucro da empresa winsorizado a 2.5% em cada cauda, Quantidade de analistas representa o número de analistas (em base logarítmica) que acompanhavam a empresa em cada ano, Idade representa o tempo (em anos) de registro na bolsa de valores brasileira também em base logarítmica; e Ke é o custo de capital próprio implícito; Tamanho é o logaritmo natural do ativo total da empresa

Nota-se o coeficiente significativo e positivo para a variável Lag\_EPA, o que sinaliza a influência do erro passado no erro presente do consenso dos analistas de mercado. Isso pode ser explicado pela variabilidade das premissas adotadas pelos analistas de um ano para o outro. Isso difere do que Martinez (2004) apresenta sobre a acurácia do ano anterior explicar a acurácia do ano corrente, demonstrando um aprendizado dos fundamentos e melhoria das premissas ao avaliar uma empresa.

O teste de Ramsey (não tabulado) para variáveis omitidas no modelo (1) rejeitou a correta especificação do modelo ( $\text{Prob}>F$  0.0054). Por isso, optou-se por incluir a variável dependente defasada. Nesse sentido, nota-se que as variáveis de *accruals* discricionários e previsibilidade isoladas não foram significativas, embora tenham formado o componente principal na estimação anterior. Convém ressaltar que os VIFs das últimas estimações por OLS não apontaram problemas de multicolinearidade.

Por outro lado, a suavização dos resultados se mostra negativamente relacionada ao erro absoluto do consenso dos analistas, sinalizando que os analistas entendem a ação dos gestores em antecipar lucros futuros em cenários de situação atual não favorável e vice-versa (DeFond & Park, 1997; Eckel, 1981). Esses resultados evidenciam, parcialmente, o papel de intermediários das informações contábeis divulgadas para o mercado.

## 6. CONCLUSÃO

Considerando que os analistas de mercado são partes intermediárias que exercem a função de *gatekeepers* da informação contábil, bem como suas previsões são sensíveis a diferentes fatores operacionais, estratégicos e de risco da empresa, este trabalho buscou analisar a relação entre as dimensões do risco informacional e o erro das previsões dos analistas sobre as empresas brasileiras não-financeiras listadas na [B]<sup>3</sup>. Para tanto, o erro das previsões dos analistas foi mensurado utilizando-se o a métrica proposta por Dhaliwal et al. (2012), Martinez (2009) e Saito, Benetti & Villalobos (2008), a qual representa o erro de previsão absoluto.

Adicionalmente, para mensuração do “risco informacional”, foi utilizada a mesma metodologia aplicada por Francis, LaFond, Olsson, & Schipper (2004) e Verdi (2005), os quais utilizaram a Análise de Componentes Principais (ACP) para estimar componentes relacionados ao risco da informação. Especificamente, neste estudo, o risco informacional foi teoricamente segregado em Incerteza, Assimetria. Adicionalmente, o custo de capital implícito da firma também foi testado para refletir os efeitos dos componentes que afetam os modelos de previsão dos analistas de mercado.

Adotando-se o critério de identificar o número de componentes a serem extraídos por meio do autovalor (*Eigenvalue*), formaram-se três componentes. O componente de incerteza foi formado pelas variáveis: qualidade dos *accruals* (Almeida, Costa, Faria, & Brandrão, 2009; Dechow, Sloan, & Sweeney, 1995; Verdi, 2005); previsibilidade dos lucros ((Das et al., 1998; Dichev & Tang, 2009; Francis et al., 2004).

O componente de assimetria de informação foi formado pelo número de analistas cobrindo a empresa em cada ano e a idade, que representa o número de anos que a empresa está registrada na bolsa de valores, conforme os procedimentos utilizados por Francis et al. (2004) e Verdi (2005). Diferente da expectativa, a variável de Suavização dos lucros apresentou sua maior carga em um 3º componente principal. Por fim, foi estimado um modelo de regressão com dados em painel para atender ao objetivo de analisar a relação entre os componentes de risco propostos nesta pesquisa, bem como o custo de capital próprio, e as previsões dos analistas.

Com base nos achados deste trabalho, apenas a variável de incerteza foi significativa a um nível de significância de 5% nos diversos estimadores testados, sugerindo que o aumento no nível de incerteza sobre a empresa aumenta o erro absoluto da previsão. Portanto, para as empresas da amostra, quanto maior o risco informacional das companhias expresso através da incerteza informacional maior o erro de previsão dos analistas, isto é, menor a acurácia das suas previsões. Dessa forma, os resultados encontrados confirmam a hipótese 2 de pesquisa, mas não consegue confirmar as hipóteses 1 e 3.

Em análises posteriores, optou-se por utilizar as variáveis explicativas originais, evidenciando que o comportamento anterior dos analistas influencia no atual, porém de forma a aumentar o erro. Ademais, dentre as variáveis de interesse, observou-se um efeito significativo

negativo apenas para a variável suavização, sugerindo que os analistas se beneficiam das suavização dos resultados dos gestores e apresentam previsões mais próximas do observado. A suavização do resultado facilita os *inputs* dos modelos de avaliação.

Esta pesquisa apresenta resultados relevantes sobre os fatores que afetam as previsões dos analistas de mercado, sendo úteis para os próprios intermediários do mercado de capitais, tanto aqueles cadastrados na base de dados da I/B/E/S<sup>®</sup> quando para os analistas de menor reputação e investidores independentes. Além disso, gestores também podem se beneficiar dos resultados desta pesquisa para calibrar o gerenciamento de resultado de acordo com seus incentivos.

A pesquisa também apresentou limitações em relação à disponibilidade de informações, e alguns procedimentos foram adaptados à realidade brasileira, em função da curta série de tempo disponível com bases na adoção das normas internacionais de contabilidade. Sugere-se para pesquisas futuras a inclusão de mais variáveis para compor os componentes principais de incerteza e assimetria, e a inclusão de variáveis de controle para mensuração de viés de analistas. Acrescenta-se também a possibilidade de analisar um menor períodos de previsão dos analistas e o lucro divulgado.

## REFERÊNCIAS

- Akerlof, G. A. (1970). The Market for “Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500. <https://doi.org/10.2307/1879431>
- Almeida, J. E. F. de, Costa, F. M. da, Faria, L. H. L., & Brandão, M. M. (2009). Earnings management no brasil: grupos estratégicos como nova variável explanatória. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 3(6), 81–95.
- Almeida, J. E. F. de, & Dalmácio, F. Z. (2015). The Effects of Corporate Governance and Product Market Competition on Analysts’ Forecasts: Evidence from the Brazilian Capital Market. *The International Journal of Accounting*. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2015.07.007>
- Almeida, J. E. F. de, Neto, A. S., Bastianello, R. F., & Moneque, E. Z. (2012). Alguns aspectos das práticas de suavização de resultados no conservadorismo das companhias abertas listadas na BM & FBovespa. *Revista Contabilidade & Finanças*, 23(58), 65–75. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772012000100005>
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223–249. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90065-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90065-6)
- Balakrishnan, K., Billings, M. B., Kelly, B., & Ljungqvist, A. (2014). Shaping Liquidity: On the Causal Effects of Voluntary Disclosure. *The Journal of Finance*, 69(5), 2237–2278. <https://doi.org/10.1111/jofi.12180>
- Basu, S., Hwang, L., & Jan, C. (1998). International Variation in Accounting Measurement Rules and Analysts’ Earnings Forecast Errors. *Journal of Business Finance & Accounting*, 25(9-10), 1207–1247. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00234>
- Beyer, A., Cohen, D. A., Lys, T. Z., & Walther, B. R. (2010). The financial reporting environment: Review of the recent literature. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2–3), 296–343. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.10.003>
- Botosan, C. A. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, 72(N. 3), 323–349.
- Dalmácio, F. Z., Lopes, A. B., Rezende, A. J., & Sarlo Neto, A. (2013). An analysis of the relationship between corporate governance and accuracy of the analysts forecasts of the Brazilian market. *RAM. Revista de Administração Mackenzie*, 14(5), 104–139. <https://doi.org/10.1590/S1678-69712013000500005>

- Damodaran, A. (1994). *Damodaran on Valuation—Security Analysis for Investment and Corporate Finance*. Wiley.
- Das, S., Levine, C. B., & Sivaramakrishnan, K. (1998). Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts. *The Accounting Review*, 73(2), 277–294. JSTOR.
- Dechow, P.M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting Earnings Management. *The Accounting Review*, 70, 193–225.
- DeFond, M. L., & Park, C. W. (1997). Smoothing income in anticipation of future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 23(2), 115–139. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00004-9](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00004-9)
- Dhaliwal, D. S., Radhakrishnan, S., Tsang, A., & Yang, Y. G. (2012). Nonfinancial Disclosure and Analyst Forecast Accuracy: International Evidence on Corporate Social Responsibility Disclosure. *The Accounting Review*, 87(3), 723–759. <https://doi.org/10.2308/accr-10218>
- Dichev, I. D., & Tang, V. W. (2009). Earnings volatility and earnings predictability. *Journal of Accounting and Economics*, 47(1), 160–181. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2008.09.005>
- Dickinson, V., Kassa, H., & Schaberl, P. D. (2018). What information matters to investors at different stages of a firm's life cycle? *Advances in Accounting*, 42, 22–33. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2018.07.002>
- Eckel, N. (1981). The Income Smoothing Hypothesis Revisited. *Abacus*, 17(1), 28–40. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6281.1981.tb00099.x>
- Fischer, P. E., & Stocken, P. C. (2010). Analyst Information Acquisition and Communication. *The Accounting Review*, 85(6), 1985–2009. <https://doi.org/10.2308/accr.00000002>
- Fosu, S., Danso, A., Ahmad, W., & Coffie, W. (2016). Information asymmetry, leverage and firm value: Do crisis and growth matter? *International Review of Financial Analysis*, 46, 140–150. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2016.05.002>
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. M., & Schipper, K. (2004). Costs of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review*, 79(4), 967–1010. JSTOR.
- Gatsios, R. C. (2013). *Acurácia e dispersão das estimativas dos analistas no mercado de capitais brasileiro: Impacto da adoção do padrão IFRS sobre a qualidade preditiva da informação contábil* [Text, Universidade de São Paulo]. <https://doi.org/10.11606/D.96.2013.tde-12022014-172732>
- Griffin, P. A., Neururer, T., & Sun, E. Y. (2018). Environmental performance and analyst information processing costs. *Journal of Corporate Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2018.08.008>
- Gu, M., Jiang, G. J., & Xu, B. (2019). The role of analysts: An examination of the idiosyncratic volatility anomaly in the Chinese stock market. *Journal of Empirical Finance*, 52, 237–254. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2019.03.007>
- Haß, L. H., Vergauwe, S., & Zhang, Q. (2014). Corporate governance and the information environment: Evidence from Chinese stock markets. *International Review of Financial Analysis*, 36, 106–119. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.03.010>
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Laih, Y.-W., Lai, H.-N., & Li, C.-A. (2015). Analyst valuation and corporate value discovery. *International Review of Economics & Finance*, 35, 235–248. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2014.10.004>
- Lang, M. H., & Lundholm, R. J. (1996). Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior. *The Accounting Review*, 71(4), 467–492. JSTOR.

- Lopes, A. B., & Alencar, R. C. de. (2010). Disclosure and cost of equity capital in emerging markets: The Brazilian case. *The International Journal of Accounting*, 45(4), 443–464. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2010.09.003>
- Martinez, A. L. (2004). Análise da Surpresa dos Analistas Ao Anúncio dos Resultados Contábeis: Evidências Empíricas Para As Companhias Abertas Brasileiras. 4º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 4. [http://www.congress USP.fipecafi.org/web/artigos42004/an\\_resumo.asp?cod\\_trabalho=161](http://www.congress USP.fipecafi.org/web/artigos42004/an_resumo.asp?cod_trabalho=161)
- Martinez, A. L. (2009). Determinantes da Acurácia das Previsões dos Analistas do Mercado de Capitais. *Contabilidade, Gestão e Governança*, 10(2). <http://www.cgg-amg.unb.br/index.php/contabil/article/view/246>
- Martinez, A. L. (2011). The role of analysts as gatekeepers: Enhancing transparency and curbing earnings management in Brazil. *Revista de Administração Contemporânea*, 15(4), 712–730. <https://doi.org/10.1590/S1415-65552011000400009>
- Mingoti, S. A. (2005). *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada uma abordagem aplicada*. Editora UFMG.
- Mittendorf, B., & Zhang, Y. (2005). The Role of Biased Earnings Guidance in Creating a Healthy Tension between Managers and Analysts. *Corporate Finance: Governance, Corporate Control & Organization eJournal*, 80. <https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.4.1193>
- Novaes, P. V. G. (2015). *Essays on life cycle, voluntary disclosure and the cost of capital of Brazilian companies* [Universidade Federal do Espírito Santo]. <http://repositorio.ufes.br/jspui/handle/10/1681>
- Novaes, P. V. G., Borges Junior, P., Almeida, J. E. F. de, & Bortolon, P. M. (2018). Accruals discricionários e previsões otimistas dos analistas: Incentivos e consequências. *Contabilidade Vista & Revista*, 29(1), 28–47.
- Oliveira, A. S. de, & Girão, L. F. de A. P. (2018). Acurácia na Previsão de Lucros e os Estágios do Ciclo de Vida Organizacional: Evidências no Mercado Brasileiro de Capitais. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC)*, 12(1). <https://doi.org/10.17524/repec.v12i1.1530>
- Pathirana, N. P. W., & Jubb, C. A. (2018). Does IFRS make analysts more efficient in using fundamental information included in financial statements? *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 14(3), 373–385. <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2018.10.004>
- Ronen, J., & Yaari, V. (2008). *Earnings Management. Emerging Insights in Theory, Practice, and Research* (Vol. 3). Springer Series in Accounting Scholarship.
- Saito, R., Benetti, S. J. S. V. e C., & Villalobos, Sonia Julia Sulzbeck. (2008). Qualidade das projeções dos analistas sell-side: Evidência empírica do mercado brasileiro. *Revista de Administra&ccedil;ão da Universidade de São Paulo*, 43(4). [http://www.rausp.usp.br/busca/artigo.asp?num\\_artigo=1349](http://www.rausp.usp.br/busca/artigo.asp?num_artigo=1349)
- To, T. Y., Navone, M., & Wu, E. (2018). Analyst coverage and the quality of corporate investment decisions. *Journal of Corporate Finance*, 51, 164–181. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2018.06.001>
- Verdi, R. S. (2005). *Information Environment and the Cost of Equity Capital* (SSRN Scholarly Paper ID 757966). Social Science Research Network. <http://papers.ssrn.com/abstract=757966>
- Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1978). Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards. *The Accounting Review*, 53(1), 112–134.
- Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1986). *Positive accounting theory*. Prentice-Hall.

Zhang, M., Tong, L., Su, J., & Cui, Z. (2015). Analyst coverage and corporate social performance: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 32, 76–94. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2015.02.005>