



Relação Entre o Uso do Valor Justo e a Acurácia da Previsão dos Analistas Financeiros

MATHEUS DE SIQUEIRA MORAES

Universidade de São Paulo

PAULA CAROLINA CIAMPAGLIA NARDI

Universidade de São Paulo

Resumo

Dada a importância do mercado de capitais para o crescimento e financiamento das empresas, o analista tem um papel importante na redução da assimetria de informação ao emitir previsões de lucro. Nesse contexto analisou-se a relação entre a adoção da mensuração de ativos e passivos a valor justo com a acurácia da previsão de resultados dos analistas financeiros, aspecto pouco observado pelas pesquisas brasileiras. O estudo foi realizado trimestralmente, entre o período de 2010 a 2019, comparando empresas de capital aberto do Brasil e dos EUA, analisadas por meio de correlação, teste de diferença de média e regressão com dados dispostos em painel. Os resultados indicaram haver uma relação positiva, em ambos os países, entre o uso do valor justo e a acurácia da previsão dos analistas, indicando que o uso dessa prática contábil gera informação útil para que esses profissionais realizem previsão de lucro mais próxima da realidade e com menor erro. A pesquisa sinaliza aos investidores que a prática contábil a valor justo não causa prejuízo na acurácia dos analistas, independente das origens legais dos países analisados; confirma aos órgãos reguladores que a prática do valor justo permite melhor compreender a realidade econômica e financeira das companhias, tendo conseqüente efeito positivo nas previsões dos analistas financeiros, os quais são agentes importantes na atuação da redução da assimetria de informações entre empresas e investidores; e ainda, contribui com o meio acadêmico, explorando aspecto pouco estudado no mercado brasileiro, afirmando a posição da linha de pesquisa que argumenta o uso do valor justo como fator que melhora a qualidade da informação contábil divulgada e usada para tomada de decisão.

Palavras-chave: Valor-justo, Acurácia do analista, Previsão de lucro.



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

1. INTRODUÇÃO

Esse estudo analisou a relação entre o uso do valor justo na contabilidade das empresa e a acurácia da previsão de resultado dos analistas financeiros. Nesse contexto, o mercado de capitais exerce um papel importante, pois tem condições de financiar o crescimento das empresas e gerar estabilidade econômica no país (Jyothi & RaJyalakshmi, 2019). Sob a perspectiva das empresas, o mercado de capitais gera benefícios, como contato com investidores de diversos países, acesso a *funding* de mercado e diminuição da dependência bancária (ANBIMA, 2018). Além das empresas, o país pode alcançar melhores desempenhos econômicos e sociais, podendo influenciar de forma positiva em indicadores como IDH, Renda Per Capita e PIB (ANBIMA, 2020).

Todavia, o funcionamento do mercado de capitais é baseado em relações. Por um lado, têm-se as empresas e por outro os investidores, sob um contexto de conflitos de interesse, oportunismo e assimetria de informação, como preconiza a Teoria de Agência (Jensen & Meckling, 1976). As empresas são estimuladas a tomar decisões considerando seus interesses, podendo deixar os investidores às margens do conhecimento de seu real desempenho econômico e financeiro, situação potencializada pela possível condição de assimetria de informação (Healy & Palepu, 2001). Nesse cenário, surge a figura do analista financeiro como intermediário informacional, desempenhando o papel de ponderador (Bildstein-Hagberg, 2003), interprete de índices de mercado (Diakomihalis, 2011) e avaliador das informações que são divulgadas pelas companhias (Bildstein-Hagberg, 2003), com o intuito de otimizar as escolhas dos investidores e reduzir os conflitos de agência (Healy & Palepu, 2001).

Os analistas podem auxiliar o funcionamento do mercado de capitais, sinalizando as possibilidades de investimentos, de modo que as decisões dos investidores sejam mais eficientes (Dalmácio, Lopes, Rezende & Sarlo Neto, 2013; Kothari, 2001). Sendo assim, uma das maneiras do analista financeiro reduzir a assimetria de informações entre empresas e investidores é emitindo previsões de resultados, por meio das quais os investidores conseguem formar expectativas, realizar avaliações de ganhos e identificar possibilidades de geração de benefícios reais (Mansi, Maxwell & Miller, 2011).

Entretanto, os erros nas projeções podem gerar impactos econômicos e financeiros para investidores e empresas (Mansi et al., 2011), aumentando as incertezas em torno das informações (Zhang, 2006). Tais erros podem levar os analistas a fazerem recomendações precipitadas, reduzir os *spreads* dos rendimentos dos títulos, causando oscilações do mercado em relação ao custo do financiamento da dívida (Mansi et al., 2011). E ainda, gerar dificuldades para os investidores realizarem alocações de capital (Zhang, 2006).

Para realizar a previsão, o analista se baseia em informações contábeis (Byard & Shaw, 2003), sendo que algumas dessas informações possuem maior discricionariedade que outras, como a mensuração de ativos e passivos a valor justo. O uso do valor justo permite divulgar a realidade financeira e a viabilidade das empresas (Ayres, Huang & Myring, 2017), além de possuir maior precisão para medir a capacidade de realocação de recursos, refletir as mudanças nas condições financeiras das flutuações dos juros (Brînză & Bengescu, 2016), fornecendo uma base mais relevante de informações para o mercado (Milburn, 2008), tornando as informações comparáveis, compreensíveis, relevantes (Milburn, 2008).

Por outro lado, alguns estudos perceberam que o uso de práticas discricionárias pode comprometer a acurácia do analista, uma vez que essas práticas podem enviesar a informação contábil (Kao & Wei, 2014; Lu, & Trabelsi, 2013). Isso porque, por meio da discricionariedade das normas contábeis, as empresas conseguem modificar dados e divulgar informações de acordo com conveniências (Jeanjean & Stolowy, 2008), cenário facilitado pela condição de assimetria de informações, elevando a possibilidade de manipulação e



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

gerenciamento de resultados (Nardi, Orsi, Borges & Silva, 2018; Healy & Palepu, 2001; Ayres et al., 2017; Dalmácio et al., 2013; Nardi & Nakao, 2009).

Dado esse contexto, algumas pesquisas analisaram o impacto do valor justo no mercado de capitais e na previsão dos analistas. Foi identificado alguns resultados conflitantes entre as pesquisas que estudavam empresas norte americanas. Ayres et al. (2017) concluíram que o uso de valor justo impacta positivamente na previsão do analista, mas Magnan, Menini e Parbonetti (2015) identificaram um aumento das incertezas informacionais, impactando negativamente a acurácia da previsão. Outros estudos também concluíram que o uso do valor justo impacta negativamente o mercado de capitais (Riedl & Serafeim, 2011; Barth & Taylor, 2010; Goh, Li, Ng & Ow Yong, 2015), dado o aumento no risco da informação e a possibilidade de manipulação dos valores. Na literatura brasileira, observou-se a possibilidade de desenvolver mais estudos sobre a relação entre o valor justo e a acurácia da previsão dos analistas (Freri & Salotti, 2013; da Cunha Silva Filho, Martins & Machado, 2013).

Portanto, dada a importância do mercado de capitais, da necessidade da informação contábil para tomada de decisão, dos resultados distintos nas pesquisas existentes, do menor número de estudos brasileiros sobre o assunto e da possibilidade em realizar uma pesquisa considerando um período de tempo mais recente e com um conjunto mais completo de variáveis de controle, o objetivo dessa pesquisa foi verificar a relação entre o uso valor justo e a previsão de lucro dos analistas, comparando os resultados entre empresas brasileiras e norte-americanas de capital aberto, buscando responder a seguinte pergunta de pesquisa: **o uso do valor justo influencia a acurácia da previsão de lucro dos analistas financeiros?**

Para isso, o estudo comparativo entre o Brasil e EUA, países com distinta origem jurídica (La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer & Vishny, 1997), tem a finalidade de verificar se o resultado a essa pergunta seria distinto, dada a diferença de atuação dos mercados de capitais, das formas principais de captação, do poder de *enforcement* e fiscalização do uso das normas contábeis e da cultura na forma de pensar a informação contábil (Ball, Kothari & Robin, 2000; La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer & Vishny, 1998 e 2000). Com a pesquisa, espera-se ampliar a discussão acerca da relação entre o uso de práticas contábeis mais discricionárias e a qualidade da informação divulgada (Kao & Wei, 2014; Lu, & Trabelsi, 2013). Além disso, permite vislumbrar o efeito do uso do valor justo na previsão dos analistas, sinalizando necessidade de ajustes ou não em seus modelos de precificação de ativos, bem como nos modelos de decisão dos investidores quanto à avaliação de empresas (Diantimala & Baridwan, 2012). Por fim, também poderá sinalizar aos órgãos reguladores a necessidade ou não de revisão normativa do uso de práticas contábeis subjetivas, bem como a necessidade de normas de acompanhamento.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O mercado de capitais possui condições de financiar o crescimento de empresas e gerar estabilidade econômica (Jyothi & RaJyalakshmi, 2019). Isso ocorre, pois, esse mercado atua como um mecanismo eficiente de mobilização de fundos entre agentes excedentes e deficitários (Adhikari, 2013), por meio de conexões entre setores financeiros e não financeiros (Aduda, Chogii & Maina, 2014). Nesse sentido, o mercado de capitais auxilia na canalização de poupanças para empresas com um menor custo (Adhikari, 2013), oferecendo melhores oportunidades para a diversificação de financiamento, permitindo que os investidores consigam pulverizar suas oportunidades de investimento (Aduda et al., 2014).

Além disso, o mercado de capitais colabora com o desenvolvimento econômico dos países, por meio de alocação eficiente de capital, de forma mais ágil e menos custosa (Adhikari, 2013); além de diversificação de portfólio dos investidores podendo gerar mais empregos e qualidade de vida (ANBIMA, 2018). Entretanto, apesar dos aspectos positivos, o



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

funcionamento do mercado de capitais se baseia em relações entre empresas e investidores influenciadas por conflitos de interesses, oportunismo e assimetria de informações (Jensen & Meckling, 1976), em que o investidor, na figura de usuário externo, tende a não ter as mesmas informações sobre a realidade econômica e financeira das empresas. Além disso, há incentivos para que os agentes considerem interesses particulares em suas decisões (Jensen & Meckling, 1976; Healy & Palepu, 2001), as quais podem deixar o principal as margens do conhecimento, comprometendo suas decisões de investimento (Ackelof, 1970).

Esse contexto faz com que a figura do analista financeiro se torne importante, uma vez que esse profissional pode atuar como intermediário informacional (Healy & Palepu, 2001), filtrando e organizando informações para decisão dos investidores, e ainda, avaliando as informações que são divulgadas pelas companhias (Bildstein-Hagberg, 2003; Healy & Palepu, 2001). Isso permite que os investidores tenham melhores condições de otimizar suas escolhas de investimentos e reduzir os conflitos de agência (Healy & Palepu, 2001).

Portanto, a atuação dos analistas financeiros pode influenciar a decisão dos investidores (Ching, Sung, Sun & So, 2014), o que foi percebido por Chen, Xie e Zhang (2017). Os autores analisaram o impacto que os analistas financeiros na eficiência das decisões de investimentos das empresas, concluíram que a alta qualidade na previsão desses profissionais estava associada a investimentos mais altos nas companhias. Os autores argumentaram que a qualidade da previsão aumenta a eficiência do nível de investimento das companhias, pois auxilia investidores a prevenir ou mitigar investimentos sub ótimos, disciplina a atuação dos gestores, no sentido de divulgar uma informação mais transparente e rica para o mercado, e reduz o custo de capital. O que é consistente com a ideia de que a maior qualidade das previsões favorece o ambiente de informações e o monitoramento externo.

Nesse cenário, a contabilidade possui papel relevante em auxiliar os analistas em suas previsões, pois tem condições de oferecer informações para a identificação, mensuração e evidenciação de dados que auxiliam a compreender sua realidade financeira (Peek, 2005). Ademais, as informações fornecidas pela contabilidade têm condições de serem construídas com base consistente, verificável, oportuna e compreensível, o que gera maior conforto para os usuários dessas informações (Bushman & Smith, 2003).

Assim, no sentido de deixar a informação mais útil ao mercado (Kajimoto & Nakao, 2018; Black & Nakao, 2017; Barth, Landsman & Lang, 2008; Bahadır, Demir, & Öncel, 2016), há práticas contábeis discricionárias que permitem auxiliar as empresas na demonstração mais eficiente de seus resultados, reduzindo os riscos de falência, melhorando a sinalização de desempenho futuro (Bowen, Rajgopal & Venkatachalam, 2008). Isso ocorre, pois essas práticas oferecem maior abertura para a demonstração do desempenho (Dye & Sridhar, 2008) e fornecem requisitos adicionais de mensuração e divulgação que afetam diretamente a qualidade dos números contábeis (Daske, 2006). Entretanto, a discricionariedade pode permitir vieses na informação contábil e comprometer a eficiência das previsões dos analistas (Kao & Wei, 2014; Lu, & Trabelsi, 2013), devido à possibilidade de manipulação de dados por parte dos gestores.

Nesse contexto de práticas subjetivas, a mensuração de ativos e passivos a valor justo pode permitir maior capacidade de refletir a saúde financeira e a viabilidade das empresas, se comparada com o custo histórico (Ayres et al., 2017), uma vez que o valor justo consegue mostrar o preço de mercado de um ativo ou passivo, aumentando a comparabilidade das empresas (Brînză & Bengescu, 2016).

Assim, algumas pesquisas relatam a importância do valor justo para a tomada de decisão dos investidores e gestores (Ayres et al., 2017; Song, Thomas & Yi, 2010; Riedl, & Serafeim, 2011; Barth, & Taylor, 2010; Goh et al., 2015; Magnan et al., 2015). Penman (2007), por exemplo, salienta que o uso do valor justo é positivo para a avaliação e



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

administração, pois, com o tempo, o custo histórico torna-se obsoleto, dificultando a validação de determinados saldos contábeis, além disso, os investidores possuem maior interesse no valor dos bens e não no seu custo. O que significa que as estimativas a valor justo agregam valor aos títulos devido ao seu poder explicativo incremental (Barth, 1994).

Nesse sentido, Ayres et al. (2017), discutem que a mensuração a valor justo aumenta a qualidade da divulgação, uma vez que fornece dados mais oportunos e detalhados do que as medições históricas a custo. Isso permite aos analistas financeiros vincularem positivamente as suas expectativas de ganhos aos movimentos de outras variáveis, aprimorando a capacidade e consistência de suas avaliações. Ademais, conforme esclarecido pelo IASB (2006), as informações a valor justo geram benefícios consistentes para os usuários, pois, o valor justo deve ter uma reivindicação clara e relevante, além de fidelidade representacional, para que seja possível maior comparabilidade e compreensibilidade pelos usuários (Milburn, 2008).

Entretanto, apesar dos aspectos positivos da mensuração a valor justo, outras pesquisas (Barth, & Taylor, 2010; Riedl, & Serafeim, 2011; Magnan et al., 2015, Goh et al., 2015) apontam que essa medida pode não transparecer confiança ao mercado, devido à possibilidade de ação discricionária, que ocasiona possíveis volatilidades dos lucros e prejudica a previsão dos analistas. Esses estudos explicam que isso pode ocorrer, pois, por meio da flexibilização de normas as empresas conseguem alterar informações contábeis de acordo com os interesses individuais (Jeanjean & Stolowy, 2008). Essa possibilidade é suportada pela Teoria da Agência, em que as empresas podem fazer escolhas que expropriem a riqueza do principal, fortalecida por oportunismo, conflito de interesses e assimetria de informação.

Nesse sentido, Magnan et al. (2015), identificaram que à medida que a proporção de ativos e passivos a valor justo aumentam, a qualidade das previsões dos analistas pioravam, principalmente devido à maior discricionabilidade no uso de informações medidas ao nível 3 de valor justo. De forma semelhante, Riedl e Serafeim (2011) identificaram maior risco nos ativos em passivos de nível 3 e afirmaram que um maior risco de informações na mensuração do valor justo induz a maiores custos de capitais. Além desses pontos, Landsman (2007) salienta que os valores justos divulgados e reconhecidos são informativos para os investidores, mas que o nível de informação é afetado pelos erros de medição e pelas fontes das estimativas, ou seja, gestores e avaliadores externos. Diante dessas discussões empíricas, a literatura indica que o uso do valor justo pode ser fator que implique na previsão de lucro dos analistas, cabendo investigar a seguinte hipótese de pesquisa:

Hipótese: O uso do valor justo influencia a acurácia da previsão de lucro do analista.

3 METODOLOGIA

3.1. Delimitação e Métodos do estudo

A pesquisa foi realizada com empresas brasileiras e norte-americanas de capital aberto, com dados obtidos dos bancos S&P Capital e Thomson Reuters®, para os trimestres de 2010 a 2019. O início em 2010 ocorre devido à adoção das normas IFRS no Brasil, cujos dados anteriores a esse período poderia comprometer a análise de dados devido às alterações de regras contábeis. Além disso, não foram consideradas as empresas financeiras por apresentar estrutura contábil e normativa particulares. A amostra inicial foi reduzida, conforme Tabela 1, até o valor final de 89 empresas brasileiras e 1170 empresas americanas.

Tabela 1: Definição da amostra final

Procedimentos para selecionar a amostra final	Brasil	Estados Unidos
Amostra inicial	338	1519
(-) Financeiras	34	174
(-) Sem LPA estimado	181	25
(-) Falta de dados contábeis	34	150
(=) Número final de empresas	89	1170



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

Análises foram feitas por meio de correlação de Spearman, testes de diferença de média U de Mann Whitney e regressões múltiplas com dados em painel, via STATA®. Mais especificamente, foram realizados testes para análise dos pressupostos da regressão, como teste de Breusch-Pagan para heterocedasticidade, teste de Wooldridge para correlação serial e VIF para multicolinearidade. Também foram aplicados teste de Breusch Pagan para definição de modelo em *Pooling* ou Efeitos Aleatórios (EA), teste F de Chow para análise entre *Pooling* ou Efeitos Fixos (EF) e teste de Hausman para análise entre EA e EF.

3.2. Definição das Variáveis e Modelo Econométrico

Para cálculo da acurácia da previsão do analista foi considerado o modelo baseado em pesquisas anteriores (García-Meca & Sanchez-Ballesta, 2006; Coën, Desfleurs & L’Her, 2009; Saito, Villalobos e Benetti, 2008, Dalmácio et al., 2013), e, para facilitar a interpretação dos resultados, optou-se por subtrair o valor 1 da fórmula:

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

Em que:

LPAreal= corresponde ao lucro por ação realizado do período; LPAprev= corresponde ao lucro por ação previsto, com base no consenso dos analistas (média).

A variável dependente, que representa o uso do valor justo na mensuração de ativos e passivos foi determinada como sendo uma *dummy* que assume 1 (um) caso a empresa faça reconhecimento de valor justo e 0 (zero) caso contrário.

Para analisar a influência do valor justo sobre a acurácia de previsão dos analistas, foi considerado o seguinte modelo econométrico:

$$AC_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 x VJ_{i,t-1} + \beta_2 x Tam_{i,t-1} + \beta_3 x Prej_{i,t-1} + \beta_4 x Luc_{i,t-1} + \beta_5 x Surp_{i,t-1} + \beta_6 x Cresc_{i,t-1} + \beta_7 x Volat_{i,t-1} + \beta_8 x Alavj_{i,t-1} + \beta_9 x Endiv_{i,t-1} + \beta_{10} x Roa_{i,t-1} + \beta_{11} x Id_{i,t-1} + \beta_{12} x Setor_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

Em que:

AC = Acurácia de previsão do analista, calculado conforme Equação 1;

VJ = *Dummy* do valor justo, sendo 1 (um) caso a empresa possua ativos ou passivos a valor justo e 0 (zero) caso contrário. Devido aos aspectos positivos apontados pela literatura, como maior comparabilidade, compreensibilidade e informação relevante (Milburn, 2008; Ayres et al., 2017), é esperado uma relação positiva com a acurácia do analista.

Tam = Tamanho da empresa, calculado pelo logaritmo do total de ativos. Espera-se uma relação positiva com a acurácia, visto que empresas maiores costumam ter melhor controle sobre a sua configuração de mercado (Chan, Sit, Tong, Wong, & Chan, 1996) e possuem experiência e tecnologia mais sofisticada para gerar informações precisas e confiáveis (García-Meca & Sanchez-Ballesta, 2006; Saito et al., 2008; Ayres et al., 2017; Gazzoni Junior, Simões, Brandão & de Souza, 2019).

Prej = Variável *dummy*, sendo 1 (um) caso a empresa divulgue prejuízo, 0 (zero) o contrário. Espera-se uma relação negativa com acurácia, pois as perdas geralmente indicam tempos de incertezas e angústias (Ayres et al., 2017), o que pode gerar oscilações negativas nas estimativas de lucros das empresas e de ganhos para os acionistas (Coën et al., 2009; Rahman, Zhang & Dong, 2019).

Luc = Lucratividade, calculada pela razão entre o EBITDA e o Ativo Total. É esperada uma relação positiva com acurácia, pois maior lucratividade motiva os gestores a fornecer mais informações e aumentar a confiança do investidor (García-Meca et al., 2005).



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

Supr = Surpresa, estimada por meio da razão entre a variação do lucro entre dois períodos e o lucro em t-1. Embora essa variável tenha sido usada pela literatura (Abernathy, Herrmann, Kang & Krishnan, 2013, Magnan et al., 2015), a relação analisada não foi direta com acurácia. Todavia, uma surpresa em resultado pode ocasionar uma situação de incerteza para o analista ou mesmo mudança de cenário de sua perspectiva, o que pode impactar negativamente na acurácia de suas previsões.

Cresc = Crescimento da empresa, dado pela variação da receita. Há uma linha de pesquisa que defende que quanto maior o crescimento da empresa, maior é a quantidade de informações que o analista precisa averiguar (da Silva, Pletsch & da Cunha, 2018), exigindo um esforço adicional em função de maior complexidade (Barth, Beaver & Landsman, 2001). Entretanto, outra linha de pesquisa considera que o analista é naturalmente otimista em suas previsões (Kothari, 2001; Corredor, Ferrer & Santamaria, 2013; Corredor, Ferrer & Santamaria, 2014; Galanti & Vaubourg, 2017), tornando a previsão mais certa em casos de crescimento da empresa.

Volat = Volatilidade, estimada pelo logaritmo da razão entre o desvio padrão do lucro de 5 trimestres anteriores e o módulo da média de lucros. Espera-se uma relação negativa com acurácia, pois maior volatilidade pode implicar em mais dificuldade para o analista projetar sua previsão (Saito et al., 2008), uma vez que há o aumento de incertezas das informações reportadas pelas empresas (Behn, Choi & Kang, 2008; Ayres et al., 2017).

Alav = Alavancagem, estimada pela razão entre o valor contábil da dívida e o valor do patrimônio líquido. Espera-se uma relação negativa com acurácia, pois, embora uma empresa alavancada tenha que fornecer mais informações aos seus credores (García-Meca et al, 2005), a alavancagem representa a parte do lucro que será debitada com juros sujeitos as condições de mercado (Chan et al. 1996), ou seja, que envolvem elementos de risco, que aumentam a volatilidade dos lucros e geram insegurança ao mercado de capitais (Ayres et al., 2017).

Endiv = Endividamento, calculado pela razão entre o total de passivos e o total de ativos. É esperada uma relação negativa com acurácia, uma vez que a dívida pode o aumentar o grau de complexidade da empresa (Saito et al., 2008), o que poderia tornar os estudos dos analistas menos precisos, o que prejudicaria a sua acurácia.

ROA= variável representativa do desempenho da empresa, estimada pela razão do lucro líquido e o ativo total. É esperada uma relação positiva com acurácia, uma vez que, quando os retornos sobre os ativos são altos, os analistas superestimam as condições atuais ao realizar previsões (Lee, O'Brien & Sivaramakrishnan, 2008).

Id = Idade da empresa, dado pela diferença entre o ano de abertura da empresa e o período t-1 da amostra. Embora não se tenha observado na literatura previa estudos que relacionem idade com acurácia, pode-se esperar haver uma relação positiva entre as variáveis, pois empresas mais antigas apresentam um histórico de divulgação maior, capaz de permitir ao analista um melhor acompanhamento da empresa (Bradshaw, Drake, Myers & Myers, 2012).

Setor = variável *dummy*, sento 1 (um) para empresas pertencentes a setor auto regulamentado, 0 (zero) o contrário. Apesar de não ter sido observado na literatura um estudo que relacionasse diretamente o setor autorregulamentado com acurácia, é possível esperar uma relação positiva com a acurácia, pois o setor autorregulamento possui maior fiscalização, pois cumprem exigências de prestação de contas aos órgãos reguladores, o que pode fazer com que a informação torne-se mais segura e transmitir maior confiança para o analista (Malaquias & Lemes, 2013).

4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente tem-se a estatística descritiva das variáveis, apresentada na Tabela 2.



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

Tabela 2: Estatística descritiva

Variáveis	Brasil					Estados Unidos				
	Média	Mediana	DP	Min	Max	Média	Mediana	DP	Min	Max
Ac	0,052	0,132	0,623	-10,230	0,998	0,786	0,901	0,314	-1,5	1
Tam	3,476	3,424	0,585	1,777	5,612	3,511	3,449	0,768	1,283	6,003
Luc	0,030	0,027	0,028	-0,097	0,843	0,023	0,028	0,053	-1,188	1,235
Surp	-0,082	-0,088	0,681	-1,994	1,991	-0,081	-0,044	0,662	-1,997	1,998
Cresc	0,020	0,010	0,223	-1,396	1,981	0,030	0,0162	0,228	-1,9551	1,991
Volat	-0,3000	-0,307	0,447	-1,542	2,615	-0,295	-0,333	0,515	-1,885	4,006
Alav	-0,001	0	0,001	-0,094	0,006	-0,295	0,367	1,612	-84,230	155,658
Endiv	0,557	0,550	0,149	0	0,717	0,568	0,564	0,253	0	1,992
ROA	0,012	0,011	0,023	-0,196	0,444	0,004	0,010	0,055	-0,977	0,875
Id	53,140	49,5	32,382	0	147	55,229	39	42,2519	0	227

Os dados da Tabela 2 permitem observar que, no Brasil, há maior desvio padrão na acurácia e que a presença de valores extremos discrepantes impactaram no valor da média, fazendo-a ter um resultado distante da mediana. Por outro lado, nos EUA, é possível verificar uma menor dispersão entre os dados e uma diferença menor entre o valor da média e da mediana. Ademais, também observa-se que a média e a mediana da acurácia dos EUA foram superiores a nacional. Esses resultados indicam que os EUA tendem a possuir maior acurácia no seu mercado de capitais, visto que apresentam maior resultado médio da variável e uma menor dispersão, devido ao menor desvio padrão. Esse dado pode estar relacionado com diferenças de perfis entre os analistas americanos e brasileiros e até o desenvolvimento do mercado de capitais. A origem *common law* dos EUA e a prática mais atuante dos investimentos em ações de empresas podem aumentar a *expertise* dos analistas. Além disso, a base legal na jurisprudência e interpretação dos fenômenos, com maior poder de *enforcement* e fiscalização (La Porta et al., 2000), também podem explicar o resultado da maior acurácia. Cabe resgatar a diferença de ambiente com o Brasil, principalmente pelo fato de que o mercado de capitais é menor, com menos empresas acompanhadas por analistas e um número inferior da atuação desses profissionais se comparado com os EUA.

É possível observar que a variabilidade, dada por meio da diferença entre os valores máximo e mínimo, da variável alavancagem (Alav), nos EUA, foi mais expressivo do que no Brasil, o que elevou consideravelmente o seu grau de dispersão dos dados. Entretanto, apesar do alto desvio padrão, observa-se que o valor da média e da mediana não são muito distantes, indicando que possivelmente há uma distribuição bem equilibrada de valores na amostra.

Já na variável ROA foi possível observar que o Brasil e os EUA possuem diferenças significativas nos valores mínimos e máximos, onde no Brasil há uma menor dispersão da variável, enquanto que nos Estados Unidos a variação é maior tanto no sentido negativo quanto no positivo. Entretanto, apesar dessa característica das empresas americanas, é possível verificar que ambos países possuem desvio padrão, média e mediana semelhantes, indicando que os valores dessa amostra estão bem distribuídos. Com relação às demais variáveis, a análise descritiva não indicou expressiva variabilidade dos dados, indicando que o conjunto de dados está bem agrupado em torno da média, e que embora haja dispersões dos dados, que elas são baixas e não gerariam oscilações significativas nos outros testes.

Em seguida, após observar que as variáveis não seguiam distribuição normal, foi aplicado o teste de correlação de Spearman para as variáveis contínuas e teste *Point Biserial Correlation* para as variáveis *dummies*, apresentados na Tabela 3. Na sequência, foi feito o

teste de diferenças de média, de modo que, cada variável contínua foi ordenada em relação aos valores de acurácia, cujas médias analisadas compreendem o primeiro e o quarto quartil, apresentadas na Tabela 4. Para o caso das variáveis binárias, a acurácia foi ordenada de acordo com a *dummy*, de modo que Tabela 5 traz as médias de acurácia para cada variável.

Tabela 3: Correlação de Spearman

Variáveis	Brasil	Estados Unidos
VJ	0,1227***	0,0585***
Tam	0,1026***	0,2428***
Prej	-0,0714***	0,3093***
Luc	0,1084***	0,2168***
Surp	0,2959***	0,1134***
Cresc	0,0990***	0,0708***
Volat	0,0386	-0,3345***
Alav	0,0617**	0,0934***
Endiv	-0,0052	0,0808***
ROA	0,2190***	0,2274***
Id	0,1115***	0,963***
Setor	0,0578	-0,0467***

Sendo significante a *** 1% e ** 5%

Tabela 4: Teste de média considerando as variáveis contínuas

Variável	Brasil			Estados Unidos		
	Menor AC	Maior AC	z	Menor AC	Maior AC	z
Tam	3,472	3,601	-4,431***	3,027	3,640	-55,101***
Luc	0,023	0,028	-4,806***	0,012	0,034	-55,449***
Surp	-0,274	0,074	-9,115***	-0,247	0,002	-28,099***
Cresc	-0,007	0,052	-4,866***	0,023	0,033	-8,586***
Volta	-0,239	-0,170	-3,030***	0,028	-0,467	58,043***
Alav	-9,675	-5,026	-1,733*	0,433	0,566	-20,932***
Endiv	0,572	0,570	-0,239	0,555	0,581	-10,083***
Roa	0,005	0,012	-8,117***	-0,007	0,013	-59,882***
Idade	49,104	57,030	-4,892***	48,299	62,335	-27,372***

Sendo significante a *** 1%, ** 5% e * 10%

Tabela 5: Teste de média considerando as variáveis *Dummies*

Variável	Brasil			Estados Unidos		
	0	1	z	0	1	z
VJ	-0,0847	0,0948	-4,386***	0,741278	0,793304	11,382***
Prej	0,0709	-0,0537	0,923	0,834096	0,59037	58,430***
Setor	0,0324	0,1172	-3,958***	0,790812	0,743724	11,457***

Sendo significante a *** 1%, ** 5% e * 10%

Os testes de correlação e diferença de média, quanto à relação entre acurácia e valor justo, apresentaram resultados congruentes, indicando uma relação positiva entre as variáveis,



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

tanto para o Brasil, quanto para os EUA. Este achado corrobora com a pesquisa de Ayres et al. (2017), indicando que o uso do valor justo pode implicar em informações oportunas e relevantes, que permitem o analista vinculá-las as suas expectativas de lucro.

Foi observado que a variável tamanho (Tam) apresenta uma correlação positiva com a acurácia em ambos países. Esse resultado pode indicar que empresas maiores, dada maior experiência e tecnologia, para gerar dados precisos (García-Meca & Sanchez-Ballesta, 2006) aumentando a qualidade da divulgação, conforme apresentado por García-Meca, Parra, Larrán & Martínez (2005) e Chan et al. (1996). Além disso, tem-se o fato de que as empresas maiores são acompanhadas por mais analistas, o que pode mitigar os erros de previsão (Ayres et al., 2017, Gu & Wang, 2005).

Com relação ao Prejuízo (Prej), os testes indicaram haver uma relação negativa com acurácia dos analistas brasileiros, o que era esperado pela literatura (Behn et al., 2008; Saito et al., 2008; Abernathy et al., 2013; Ayres et al., 2017; Coën et al., 2009). Para os EUA, embora a correlação apresentou resultado positivo, o teste de média indicou que as empresas, em momento de prejuízo apresentam menor acurácia. Cabe destacar que a correlação observar a forma como uma variável se comporta em um cenário onde outra variável está oscilando, para identificar se há alguma relação entre as variações de ambas, enquanto que o teste de média analisa se em duas populações distintas a variância é igual ou diferente. Para a variável lucratividade, os resultados entre o Brasil e EUA foram semelhantes, indicando haver uma relação positiva com a acurácia, o que está de acordo com o esperado pela literatura (García-Meca et al., 2005). Maior lucratividade tende a motivar os gerentes a fornecer mais informações, o que aumenta a confiança dos dados e possibilidades de análise pelos analistas.

Diferentemente do que era esperado, a relação encontrada nos testes de correlação e diferença de média, para o Brasil e EUA, entre acurácia e surpresa foi positiva. Contudo, ao observar a média da surpresa no teste de diferença de média, percebe-se que, se considerar o valor absoluto, a média da surpresa é menor nos casos de maior acurácia. Portanto, pesquisas posteriores precisam considerar a possibilidade de redefinir a variável surpresa, possivelmente desconsiderando a surpresa alta negativa e positiva, ou seja, observar os valores em módulo.

O crescimento apresentou correlação positiva com a acurácia, em ambos países. Isso pode ter ocorrido, pois, empresas em fase de crescimento podem querer atrair mais investidores (Asiri, 2015), melhorando as condições de informações que são divulgadas para os analistas, além disso, como os analistas tendem a ser otimistas nas suas previsões (Kothari, 2001; Corredor et al., 2013; Corredor et al., 2014, Galanti & Vaubourg, 2017), entende-se que o crescimento permitiria que os analistas realizassem previsões mais assertivas. Com relação à volatilidade, o resultado nos Estados Unidos está de acordo com o esperado pela literatura, ou seja, uma relação negativa (Saito et al., 2008; Behn et al., 2008, Magnan et al., 2015; Ayres et al., 2017), visto que o aumento da volatilidade aumenta as incertezas, podendo dificultar a projeção do analista, o que diminui a acurácia. Entretanto, no Brasil, ainda que o resultado tenha sido positivo, na análise de correlação ele não foi significativo.

A respeito da acurácia e da alavancagem, para os EUA e Brasil que as empresas mais alavancadas apresentam maior acurácia dos analistas, considerando os resultados da correlação e diferença de média. Conforme apresentado por Jensen e Meckling (1976) e reforçado por García-Meca et al. (2005), isso pode ocorrer, pois uma empresa alavancada tem maior necessidade de satisfazer as demandas de informações dos credores de curto e longo prazo, portanto, fornecem informações mais detalhadas do que uma empresa menos alavancada, o que pode colaborar com a acurácia dos analistas (García-Meca et al., 2005). Sob esse mesmo ponto de vista se justifica a relação positiva encontrada com endividamento para os EUA. Mas, o endividamento pode aumentar o grau de complexibilidade da empresa, devido à presença de variáveis como taxa de juros, taxa de câmbio, variação no nível de



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

endividamento de longo prazo e disponibilidade de linhas de crédito (Saito et al., 2008), que podem dificultar a previsão dos analistas. Isso justifica a relação negativa encontrada para as empresas do Brasil, embora o resultado não tenha sido estatisticamente significativo.

Na relação entre acurácia e ROA, os resultados, para ambos os países, apontaram uma relação positiva, conforme esperado pela literatura (Chen & Nguyen, 2013; Dhaliwal, Radhakrishnan, Tsang & Yang, 2012; Wang & Yu, 2019), indicando que as previsões dos analistas são mais precisas em empresas mais lucrativas (Wang & Yu, 2019). Conforme esperado, a idade apresentou uma relação positiva com acurácia, tanto para o Brasil quanto para os Estados Unidos, indicando que empresas mais antigas tendem a transparecer maior confiança para o mercado e para o analista financeiro. Isso ocorre, possivelmente porque as empresas mais antigas apresentam um histórico de informações disponíveis que pode ser usado pelos analistas para mais bem colaborar com as suas previsões de lucros.

Por fim, com relação ao setor auto regulamentado, os indícios no Brasil são de que a relação com acurácia é positiva, como esperado pela literatura (Malaquias & Lemes, 2013), visto que empresas regulamentadas passam por adicional fiscalização e acompanhamento de outros órgãos. Entretanto, para os EUA, os resultados indicam uma relação. Coën et al. (2009) explicam que isso pode ocorrer, pois, nos Estados Unidos a previsão tende a ser mais fácil em setores estáveis do que em setores que são sujeitos a fatores externos, como regulamentação, por exemplo, pois as escolhas e os métodos dependem das normas específicas aos setores e o nível de divulgação e transparência difere entre esses setores.

Logo após, foi realizado o teste de regressão com dados em painel, apresentados na Tabela 6. A principal vantagem em utilizar um teste de modelo longitudinal de regressão é a possibilidade de identificar as diferenças em determinados fenômenos entre as empresas de cada *cross-section*, junto a análise da evolução temporal desse mesmo fenômeno, providenciando maior quantidade de informações, maior variabilidade de dados, menor multicolinearidade, maior número de graus de liberdade e eficiência de estimação dos parâmetros (Fávero & Belfiore, 2017).

Para o Brasil, os testes indicaram ausência de correlação serial, mas presença de heterocedasticidade. Com relação à multicolinearidade, ao considerar todas as variáveis do modelo, o teste VIF apontou um resultado de 1,60, destacando que a variável com maior implicação de multicolinearidade foi o ROA. Além disso, os testes indicaram para o uso de modelo com efeito aleatório. Já para os Estados Unidos foram observado ausência de correlação serial, mas presença de heterocedasticidade, além de um VIF de 1,73, também com destaque ao ROA. Os testes de regressão indicaram o uso de modelo de efeitos fixos. Cabe ressaltar que, retirando a variável ROA, o resultado do teste de multicolinearidade para o Brasil cai para 1,27 e para 1,30 no caso dos EUA. Entendemos que ROA tem uma justificativa teórica para permanecer nos modelos estatísticos e, como os testes de regressão sem ROA não tiveram mudanças significativas, optou-se por manter essa variável nos modelos.

Tabela 6: Regressão Brasil e Estados Unidos

Variáveis	Brasil		Estados Unidos	
	Coefficiente	z	Coefficiente	z
VJ	0,0813	4,67***	0,016	2,46
Tam	0,047	2,79**	0,092	5,22***
Prej	0,342	6,12***	-0,124	-7,46***
Luc	-2,07	-3,58***	3,588	12,83***
Surp	0,144	10,09***	0,026	6,56***
Cresc	0,016	0,35	-0,009	-0,68

São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

Volat	0,003	0,22	-0,053	-9,98***
Alav	47,080	2,06**	0,002	-0,93
Endiv	0,130	2,64**	-0,237	-0,99
ROA	9,291	9,75***	-1,896	-5,04***
Id	0,001	3,90***	0,002	2,47
Setor	0,070	3,80***	Omitted	
Constante	-0,370	-6,10***	0,273	4,85***
X ² /F	553,94***		43,75***	
R ²			0,1079	
Breusch and Pagan Lagrangian	286,32***		6706,43***	
Teste F de Chow	9,10***		7,50***	
Teste de Hausman	4,79		154,06***	
Teste de White	487,30***		7,3e+32***	
VIF	1,6		1,73	
Teste de Wooldridge		0,27		0,339

Sendo significativa a *** 1%, ** 5% e * 10%

Os resultados dos testes de regressão confirmam os achados na análise de correlação e de diferença de média, de que há uma implicação do uso do valor justo na acurácia da previsão dos analistas, o que permite rejeitar a hipótese nula nesse estudo, indicando que, tanto para o Brasil, quanto para os EUA, o uso do valor justo implica na acurácia de previsão de lucro dos analistas financeiros, sendo essa relação positiva. Esse resultado corrobora com Ayres et al. (2017), os quais examinaram o efeito do uso do valor justo para os analistas norte-americanos, durante o período anual de 2007 a 2013. Os pesquisadores constataram que o valor justo pode impactar positivamente a previsão dos analistas, pois oferecem informações mais oportunas e relevantes, aprimorando a capacidade de entendimento desses profissionais sobre a situação financeira das companhias, auxiliando com a geração de previsões mais precisas e consistentes.

O valor justo é apontado como relevante por alguns estudos anteriores (Cornett, Rezaee & Tehranian, 1996. Landsman, 2007; Barlev & Haddad, 2007; Milburn, 2008; Brînză & Bengescu, 2016). Landsman (2007) afirma que essa prática contábil mitiga o uso de estruturas que podem ser utilizadas para gerenciamento de resultado através do “atributo misto” (parte custo histórico e parte valor justo), e que gerariam dificuldades para os analistas e demais interessados para compreender as escolhas feitas pela administração para determinar a base contábil utilizada para ativos específicos, tornando os relatórios financeiros mais complexos. Em um estudo mais recente (Brînză & Bengescu, 2016), observa-se que o valor justo é bem visto por analistas e pelo mercado como um todo, pois, as medidas de valor justo se mostraram superiores ao custo histórico, devido ao seu valor preditivo, fidelidade representacional, comparabilidade, consistência de informações e valor de feedback.

Entretanto, o resultado encontrado difere daqueles obtidos por pesquisas anteriores (Song, Thomas & Yi, 2010; Barth & Taylor, 2010; Riedl & Serafeim, 2011; Goh et al., 2015; Magnan et al., 2015). Isso pode ter ocorrido devido à diferença de períodos analisados.

As pesquisas anteriores consideraram dados entre 1996 e 2011, enquanto a pesquisa de Ayres et al. (2017) analisa um período anual de 2007 a 2013, período marcado pelas preocupações causadas pela crise americana em 2008, onde nos Estados Unidos promulgaram a Lei de Estabilização Econômica de Emergência de 2008 (EESA), que permitia que a SEC avaliasse, entre outras coisas, a validade do uso do valor justo (Polk & Wardwell, 2008; SEC,



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

2008). Dado essa situação, no dia 30 de dezembro de 2008 a SEC, após conduzir um estudo dos efeitos da contabilidade pelo valor justo, recomendou algumas melhorias nas práticas existentes, o que pode ter impactado na qualidade das informações a valor justo que são divulgadas pelas empresas. Além disso, a FAS 157, que entrou em vigor em 15 de novembro de 2007, impôs novos requisitos relacionados as regras metodológicas projetadas para identificar o valor justo de um ativo, para melhor refletir o valor real de longo prazo dos ativos (Polk & Wardwell, 2008; SEC, 2008).

Em complemento, cabe destacar que não foram identificados estudos nacionais que relacionassem a acurácia da previsão dos analistas ao valor justo, o que limitou a identificação de como essa variável tem-se comportado no cenário nacional. Além disso, o estudo não observou diferença no resultado para o Brasil e EUA, possivelmente porque, além dos pontos em comum nas normas contábeis em IFRS e USGAAP sobre o valor justo, que torna a mensuração e reconhecimento muito similares, pode ser que, como muitas previsões de lucro no Brasil são feitas por analistas relacionados à *brokers* internacionais (Tan, Wang & Welker, 2011), esses profissionais tenham acesso a um modelo de previsão que melhor considera a informação a valor justo das empresas analisadas, incluindo as nacionais e as internacionais.

Dessa forma, os resultados mostraram que as diferenças culturais e legais entre o Brasil e EUA não é fator que parece interferir na forma como os analistas financeiros interpretam o valor justo ao definir as suas previsões de lucro. Ou seja, mesmo havendo diferenças no nível de *enforcement*, na origem normativa contábil, no desenvolvimento do mercado de capitais, conseqüentemente na atuação dos analistas financeiros, os resultados não diferem entre o Brasil e EUA. Rodríguez (2013) explica que isso ocorre, possivelmente, pois em ambos os países são exigidos exames de certificação para o exercício da atividade de analista, onde são medidos o conhecimento, experiência e habilidades associadas ao exercício da profissão e exigidos requisitos mínimos, o que torna a atividade desses profissionais semelhantes, uma vez que as exigências são parecidas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando um contexto de mercado de capitais, onde que há conflitos de interesses entre o principal e o agente, e a atuação do analista financeiro (como redutor da assimetria de informações), esse trabalho buscou averiguar se o uso do valor justo, em empresas brasileiras e norte-americanas, influencia na acurácia da previsão desses profissionais.

Os resultados indicaram uma relação positiva entre o uso do valor justo e a acurácia da previsão dos analistas brasileiros e norte-americanos, corroborando os resultados obtidos por pesquisas prévias, pautadas no fato de que o valor justo torna as informações mais comparáveis, compreensíveis e relevantes para a tomada de decisão, aumentando a transparência dos dados que são divulgados. Assim, a pesquisa não rejeita a hipótese proposta, portanto há indícios de que a informação a valor justo implica na acurácia do analista financeiro, permite que ele obtenha mais detalhes da realidade econômica e financeira das empresas, a ponto de melhor estimar os ganhos e as perdas das companhias.

Dado essas considerações, o estudo contribui com a discussão empírica sobre as conseqüências do uso do valor justo nas informações contábeis, uma vez que identificou que o uso do valor justo é uma informação de qualidade para os analistas, indicando melhor sinalização sobre a realidade econômica e financeira da empresa e até sobre as suas expectativas futuras.

Nesse sentido, indicam que uso do valor justo gera benefícios informacionais, uma vez que melhora a acurácia das suas previsões, o que permite a emissão de informações mais seguras ao mercado e, conseqüentemente, colabora com a eficiência da alocação de portfólio dos investidores. Ademais, a pesquisa sinaliza aos investidores que as empresas que utilizam



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

valor justo colaboram de maneira mais efetiva com a acurácia da previsão dos analistas, fato que beneficia os investidores, podendo perceber cenário de menor incerteza nas suas decisões de investimento. E ainda que os aspectos institucionais, de origem legal, não são fatores relacionados com diferenças na acurácia do analista diante de informação contábil a valor justo, informação que pode ser usada nas suas decisões de investimentos. E ainda, os resultados indicam às empresas que a prática da informação a valor justo influencia positivamente o mercado de capitais, pela previsão do analista mais acurada, o que pode ocasionar em retornos positivos para elas, devido a maior atratividade de investidores que consideram as colocações dos analistas.

Por fim, a pesquisa indica, aos órgãos reguladores, que as normas quanto ao uso da informação contábil a valor justo contribui em termos de qualidade, percebida por um dos agentes importante na redução da assimetria informacional entre empresas e investidores, os analistas financeiros, tendo como consequência, positiva contribuição para o funcionamento do mercado de capitais, de modo que essa prática contábil deva ser incentivada.

Cabe ressaltar algumas limitações identificadas ao longo do desenvolvimento da pesquisa. Alguns dados obtidos das bases de dados, quanto a existência de ativos e passivos a valor justo precisaram ser revisados, manualmente, no site das empresas, por apresentarem inconsistências. Além disso, o baixo volume de dados quanto ao uso do valor justo classificado em níveis 1, 2 ou 3, pelos bancos de dados, impossibilitou a análise considerando esse aspecto. Foi observado também que muitas empresas brasileiras e norte-americanas não possuíam informações do lucro por ação estimado pelos analistas no banco de dados da S&P Capital, o que contribuiu para redução da amostra. Por fim, verificou-se que, para algumas empresas brasileiras, em um banco de dados não haviam informações quanto ao lucro por ação real e estimado, mas que essa informação estava disponível em outro. Isso exigiu um acompanhamento mais detalhado dos casos. Por fim, entende-se que as pesquisas futuras poderiam observar o uso de outras práticas contábeis subjetivas, como provisões e passivos contingenciais, intangíveis, *goodwill*, e a relação com a acurácia da previsão do analista, contribuindo para a continuidade no estudo sobre o efeito de práticas contábeis de maior discricionariedade no modelo de previsão dos analistas financeiros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abernathy, J. L., Herrmann, D., Kang, T., & Krishnan, G. V. (2013). Audit committee financial expertise and properties of analyst earnings forecasts. *Advances in Accounting*, 29(1), 1-11.
- Adhikari, N. (2013). Capital market development in Nepal. *Reshaping Organizations to Develop Responsible Global Leadership-Conference Proceedings*, 1(1), 321-334.
- Aduda, J., Chogii, R., & Murayi, M. T. (2014). The effect of capital market deepening on economic growth in Kenya. *Journal of Applied Finance and Banking*, 4(1), 141- 159. <http://erepository.uonbi.ac.ke:8080/xmlui/handle/123456789/59385>
- Ackelof, G. (1970). The market for lemons: qualitative uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of economics*, 84 (3), 488-500.
- ANBIMA – Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (2018). Mercado de capitais é fundamental para democratizar oportunidades de investimento no país. Disponível em:



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

https://www.anbima.com.br/pt_br/noticias/mercado-de-capitais-e-fundamental-para-democratizar-oportunidades-de-investimento-no-pais.htm. Acesso em 17/10/2020.

- ANBIMA - Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (2020). Uma agenda ANBIMA e B3 para o desenvolvimento econômico e social do país. Disponível em: https://www.anbima.com.br/pt_br/especial/mercado-de-capitais-caminho-para-o-desenvolvimento.htm; Acesso em 17/10/2020.
- Asiri, B. K. (2015). How investors perceive financial ratios at different growth opportunities and financial leverages. *Journal of Business Studies Quarterly*, 6(3), 1-12.
- Ayres, D., Huang, X. S., & Myring, M. (2017). Fair value accounting and analyst forecast accuracy. *Advances in accounting*, 37 (1), 58-70. Doi: 10.1016/j.adiac.2016.12.004
- Bahadır, O., Demir, V., & Öncel, A. G. (2016). IFRS implementation in Turkey: Benefits and challenges. *Accounting and Management Information Systems*, 15(1), 5-26.
- Ball, R., Kothari, S. P., & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of accounting and economics*, 29(1), 1-51. Doi: 10.1016/S0165-4101(00)00012-4.
- Barlev, B., & Haddad, J. R. (2007). Harmonization, comparability, and fair value accounting. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 22(3), 493-509. Doi: 10.1177/0148558X0702200307.
- Barth, M. E. (1994). Fair value accounting: Evidence from investment securities and the market valuation of banks. *Accounting review*, 69(1), 1-25. <https://www.jstor.org/stable/248258>
- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of accounting and economics*, 31(1-3), 77-104. Doi: 10.1016/S0165-4101(01)00019-2.
- Barth, M., Landsman, W. and Lang, M. (2008) International Accounting Standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research*, 46(3), pp. 467–498. Doi:10.1111/j.1475-679X.2008.00287.x
- Barth, M., & Taylor, D. (2010). In defense of fair value: Weighing the evidence on earnings management and asset securitizations. *Journal of Accounting and Economics*, 49(1–2), 26-33. Doi: 10.1016/j.jacceco.2009.10.001.
- Behn, B. K., Choi, J. H., & Kang, T. (2008). Audit quality and properties of analyst earnings forecasts. *The Accounting Review*, 83(2), 327-349. Doi: 10.2308/accr.2008.83.2.327
- Bildstein-Hagberg, S. (2003). Staging information—financial analysis and the (up) setting of market scenes. *International Review of Financial Analysis*, 12(4), 435-451. Doi: 10.1016/S1057-5219(03)00034-6.



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

- Black, R., & Nakao, S. H. (2017). Heterogeneidade na qualidade do lucro contábil entre diferentes classes de empresas com a adoção de IFRS: evidências do Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 28(73), 113-131. Doi: 10.1590/1808-057x201702750.
- Bowen, R. M., Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2008). Accounting discretion, corporate governance, and firm performance. *Contemporary accounting research*, 25(2), 351-405. Doi: 10.1506/car.25.2.3.
- Bushman, R. M., & Smith, A. J. (2003). Transparency, financial accounting information, and corporate governance. *Financial Accounting Information, and Corporate Governance. Economic Policy Review*, 9(1), 1-23. <https://ssrn.com/abstract=795547>
- Bradshaw, M. T., Drake, M. S., Myers, J. N., & Myers, L. A. (2012). A re-examination of analysts' superiority over time-series forecasts of annual earnings. *Review of Accounting Studies*, 17(4), 944-968. Doi: 10.1007/s11142-012-9185-8.
- Brînză, D., & Bengescu, M. (2016). Accounting based on the historical cost versus accounting based on the fair value. *Lucrări Științifice Management Agricol*, 18(2), 145-150.
- Byard, D., & Shaw, K. W. (2003). Corporate disclosure quality and properties of analysts' information environment. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 18(3), 355-378. Doi: 10.1177/0148558X0301800304.
- Chan, A. M. Y., Sit, C. L. K., Tong, M. M. L., Wong, D. C. K., & Chan, R. W. Y. (1996). Possible factors of the accuracy of prospectus earnings forecast in Hong Kong. *The International Journal of Accounting*, 31(3), 381-398. Doi: 10.1016/S0020-7063(96)90026-6.
- Chen, Y., & Nguyen, N. H. (2013). Stock price and analyst earnings forecast around product recall announcements. *International Journal of Economics and Finance*, 5(6), 1-10. Doi: 10.5539/ijef.v5n6p1.
- Chen, T., Xie, L., & Zhang, Y. (2017). How does analysts' forecast quality relate to corporate investment efficiency?. *Journal of corporate finance*, 43, 217-240. Doi: 10.1016/j.jcorpfin.2016.12.010.
- Ching, V. S., Sung, A. A., Sun, S., & So, M. (2014). The Impact of Customer Satisfaction on Analysts' Earnings Forecast. *International Review of Accounting, Banking & Finance*, 6 (3-4), 1-32.
- Coën, A., Desfleurs, A., & L'Her, J. F. (2009). International evidence on the relative importance of the determinants of earnings forecast accuracy. *Journal of Economics and Business*, 61(6), 453-471. Doi: 10.1016/j.jeconbus.2009.06.004.
- Cornett, M. M., Rezaee, Z., & Tehranian, H. (1996). An investigation of capital market reactions to pronouncements on fair value accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 22(1-3), 119-154. Doi: 10.1016/S0165-4101(96)00440-5



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

- Corredor, P., Ferrer, E., & Santamaria, R. (2013). Value of Analysts' Consensus Recommendations and Investor Sentiment. *Journal of Behavioral Finance*, 14(3), 213-229. Doi: 10.1080/15427560.2013.819805.
- Corredor, P., Ferrer, E., & Santamaria, R. (2014). Is cognitive bias really present in analyst forecasts? The role of investor sentiment. *International Business Review*, 23, 824-837. Doi: 10.1016/j.ibusrev.2014.01.001.
- Da Cunha Silva Filho, A. C., Martins, V. G., & Machado, M. A. V. (2013). Adoção do valor justo para os ativos biológicos: análise de sua relevância em empresas brasileiras. *Revista Universo Contábil*, 9(4), 110-127. Doi: 10.4270/ruc.2013433.
- Da Silva, A., Pletsch, C. S., & da Cunha, P. R. (2018). Efeito da governança corporativa nos honorários de auditoria de empresas brasileiras. *Revista de Administração Contabilidade e Sustentabilidade*, 8(3), 12-21. Doi: 10.18696/reunir.v8i3.707.
- Dalmácio, F. Z., Lopes, A. B., Rezende, A. J., & Sarlo Neto, A. (2013). Uma análise da relação entre governança corporativa e acurácia das previsões dos analistas do mercado brasileiro. RAM. *Revista de Administração Mackenzie*, 14(5), 104-139. Doi: 10.1590/S1678-69712013000500005.
- Daske, H. (2006). Economic benefits of adopting IFRS or US- GAAP—have the expected cost of equity capital really decreased?. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(3- 4), 329-373. Doi: 10.1111/j.1468-5957.2006.00611.x.
- 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. Doi: 10.2308/accr-10218
- Diakomihalis, M. N. (2011). Financial structure and profitability analysis of Greek hotels. *The Journal of Hospitality Financial Management*, 19(1), 51-70. Doi: 10.1080/10913211.2011.10653900.
- Diantimala, Y., & Baridwan, Z. (2012). Could Indonesian SFAS 50 and 55 (Revised 2006) reduce earnings management of commercial banks in Indonesia. *Japanese Accounting Review*, 55, 1-32.
- Dye, R. A., & Sridhar, S. S. (2008). A positive theory of flexibility in accounting standards. *Journal of Accounting and Economics*, 46(2-3), 312-333. Doi: 10.1016/j.jacceco.2008.09.002.
- Fávero. L. P & Belfiore P (2017). *Manual de análise de dados - Estatística e Modelagem Multivariada com Excel®, SPSS® e Stata®*. Editora Elsevier.
- Freri, M. R., & Salotti, B. M. (2013). Comparabilidade de empresas administradoras de shoppings centers do mercado de capitais brasileiro. *Revista de Contabilidade do Mestrado em Ciências Contábeis da UERJ*, 18(1), 26-45.



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

- Galanti, S., & Vaubourg, A. G. (2017). Optimism bias in financial analysts' earnings forecasts: Do commissions sharing agreements reduce conflicts of interest? *Economic Modelling*, 67, 325-337. Doi: 10.1016/j.econmod.2017.02.001.
- García-Meca, E., & Sanchez-Ballesta, J. P. (2006). Influences on financial analyst forecast errors: A meta-analysis. *International business review*, 15(1), 29-52. Doi: 10.1016/j.ibusrev.2005.12.003.
- García-Meca, E., Parra, I., Larrán, M., & Martínez, I. (2005). The explanatory factors of intellectual capital disclosure to financial analysts. *European Accounting Review*, 14(1), 63-94. Doi: 10.1080/0963818042000279713.
- Gazzoni Junior, G. G., Simões, J. J. F., Brandão, M. M., & de Souza, A. A. (2019). Os efeitos dos intangíveis nas previsões dos analistas financeiros. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 18, 28-56. Doi: 10.16930/2237-766220192856.
- Goh, B. W., Li, D., Ng, J., & Ow Yong, K. (2015). Market pricing of banks' fair value assets reported under SFAS No. 157 since the 2008 financial crisis. *Journal of Accounting and Public Policy*, 34(2), 129-145. Doi: 10.1016/j.jaccpubpol.2014.12.002.
- Gu, F., & Wang, W. (2005). Intangible assets, information complexity, and analysts' earnings forecasts. *Journal of Business Finance & Accounting*, 32(9- 10), 1673-1702. Doi: 10.1111/j.0306-686X.2005.00644.x.
- Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of accounting and economics*, 31(1-3), 405-440. Doi: 10.1016/S0165-4101(01)00018-0.
- International Accounting Standards Board (IASB). 2006. Information for observers. Conceptual Framework, Measurement 2C: Current and future measurement bases (IASB/FASB Meeting of 23 October 2006). London: IASB.
- Jeanjean, T., & Stolowy, H. (2008). Do accounting standards matter? An exploratory analysis of earnings management before and after IFRS adoption. *Journal of accounting and public policy*, 27(6), 480-494. Doi: 10.1016/j.jaccpubpol.2008.09.008.
- 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. Doi: 10.1016/0304-405X(76)90026-X
- Jyothi, Y., & RaJyalakshmi, G. (2019). A study on capital market with special reference to religare, HYD. *Inforkara Research*, 8 (9), . 469 - 475.
- Kajimoto, C. G. K., & Nakao, S. H. (2018). Persistência do lucro tributável com a adoção das IFRS no Brasil. *Contabilidade Vista & Revista*, 29(1), 130-149. Doi: 10.22561/cvr.v29i1.4057.



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

- Kao, T. H., & Wei. H. S. (2014). The effect of IFRS, information asymmetry and corporate governance on the quality of accounting information. *Asian Economic and Financial Review*, 4(2), 226-256.
- Kothari, S. P. (2001). Capital markets research in accounting. *Journal of accounting and economics*, 31(1-3), 105-231. Doi: 10.1016/S0165-4101(01)00030-1.
- La Porta, R., Lopez- de- Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). Legal determinants of external finance. *The journal of finance*, 52(3), 1131-1150. Doi: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb02727.x.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1998). *Law and finance. Journal of political economy*, 106(6), 1113-1155. Doi: 10.1086/250042.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2000). Investor protection and corporate governance. *Journal of financial economics*, 58(1-2), 3-27. Doi: 10.1016/S0304-405X(00)00065-9.
- Landsman, W. R. (2007). Is fair value accounting information relevant and reliable? Evidence from capital market research. *Accounting and business research*, 37(1), 19-30. Doi: 10.1080/00014788.2007.9730081.
- Lee, B., O'Brien, J., & Sivaramakrishnan, K. (2008). An analysis of financial analysts' optimism in long-term growth forecasts. *The Journal of Behavioral Finance*, 9(3), 171-184. Doi: 10.1080/15427560802341889
- Lu, X. C., & Trabelsi, S. (2013). Information asymmetry and accounting conservatism under IFRS adoption. *In CAAA Annual Conference*. Doi: 10.2139/ssrn.2201206.
- Magnan, M., Menini, A., & Parbonetti, A. (2015). Fair value accounting: information or confusion for financial markets?. *Review of Accounting Studies*, 20(1), 559-591. Doi: 10.1007/s11142-014-9306-7.
- Malaquias, R. F., & Lemes, S. (2013). Disclosure of financial instruments according to International Accounting Standards: empirical evidence from Brazilian companies. *Brazilian Business Review*, 10(3), 82-107. Doi: 10.15728/bbr.2013.10.3.4.
- Mansi, S. A., Maxwell, W. F., & Miller, D. P. (2011). Analyst forecast characteristics and the cost of debt. *Review of Accounting Studies*, 16(1), 116-142. Doi: 10.1007/s11142-010-9127-2.
- Milburn, J. A. (2008). The relationship between fair value, market value, and efficient markets. *Accounting Perspectives*, 7(4), 293-316. Doi: 10.1506/ap.7.4.2.
- Nardi, P. C. C., & Nakao, S. H. (2009). Gerenciamento de resultados e a relação com o custo da dívida das empresas brasileiras abertas. *Revista Contabilidade & Finanças*, 20(51), 77-100. Doi: 10.1590/S1519-70772009000300006



São Paulo 28 a 30 de julho 2021.

- Nardi, P. C. C., Orsi, L. E., Borges, V. P., & da Silva, R. L. M. (2018). Influência de práticas Contábeis discricionárias no honorário de auditoria. *Enfoque: Reflexão Contábil*, 37(3), 55-72. Doi: 10.4025/enfoque.v37i3.34831.
- Peek, E. (2005). The influence of accounting changes on financial analysts' forecast accuracy and forecasting superiority: Evidence from the Netherlands. *European Accounting Review*, 14(2), 261-295. Doi: 10.1080/0963818042000339626.
- Penman, S. H. (2007). Financial reporting quality: is fair value a plus or a minus?. *Accounting and business research*, 37(1), 33-44. Doi: 10.1080/00014788.2007.9730083.
- Polk, D. and Wardwell, L., 2008. Emergency Economic Stabilization Act Of 2008. [online] New York, p.43. Available at: <<http://www.dpw.com>> Acesso: 6 de jan. de 2021.
- Rahman, M. J., Zhang, J., & Dong, S. (2019). Factors Affecting the Accuracy of Analyst's Forecasts: A Review of the Literature. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 23(3), 1-18.
- Riedl, E. J., & Serafeim, G. (2011). Information risk and fair values: An examination of equity betas. *Journal of Accounting Research*, 49(4), 1083–1122. Doi: 10.1111/j.1475-679X.2011.00408.x.
- Rodríguez, Q., 2013. El gran desafío de la reputación. *Jornal Expansion*, [online] p.uma única página. Available at: <http://www.projup.com.br/arq/102/arq_102_220061.pdf> Acesso: 27 de dez. 2020.
- Saito, R., Villalobos, S. J. S., & Benetti, C. (2008). Qualidade das projeções dos analistas sell-side: evidência empírica do mercado brasileiro. *Revista de Administração*, 43(4), 356-369. Doi: 10.1590/S0080-21072008000400006.
- Securities and Exchange Commission (SEC). 2008. Report and Recommendations Pursuant to Section 133 of the Emergency Economic Stabilization Act of 2008: Study on Market-to-Market Accounting. Recuperado em: <https://www.sec.gov/news/studies/2008/marktomarket123008.pdf>
- Song, C. J., Thomas, W. B., & Yi, H. (2010). Value relevance of FAS no. 157 fair value hierarchy information and the impact of corporate governance mechanisms. *Accounting Review*, 85(4), 1375–1410. Doi: 10.2308/accr.2010.85.4.1375.
- Tan, H., Wang, S., & Welker, M. (2011). Analyst following and forecast accuracy after mandated IFRS adoptions. *Journal of accounting research*, 49(5), 1307-1357. Doi: 10.1111/j.1475-679X.2011.00422.x
- Wang, J. W., & Yu, W. W. (2019). Insider ownership and analyst forecast properties. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 34(1), 125-150. Doi: 10.1177/0148558X17691669
- Zhang, X. F. (2006). Information uncertainty and analyst forecast behavior. *Contemporary Accounting Research*, 23(2), 565-590. Doi: 10.1506/92CB-P8G9-2A31-PV0R.