

Relevância e representação fidedigna da informação de ativos financeiros mensurados a valor justo¹

DOI: 10.4025/enfoque.v34i3.28731

Vinícius Gomes Martins

Doutorando em Contabilidade
Doutorando do Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis - UnB/UFPB/UFRN.
e-mail: viniciuscontabeis@hotmail.com

Márcio André Veras Machado

Doutor em Administração
Professor do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal da Paraíba (PPGA/UFPB) e do Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis - UnB/UFPB/UFRN.
e-mail: mavmachado@hotmail.com

Aldo Leonardo Cunha Callado

Doutor em Agronegócios
Professor do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal da Paraíba (PPGA/UFPB) e do Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis - UnB/UFPB/UFRN.
e-mail: aldocallado@yahoo.com.br

Recebido em: 03.08.2015

Aceito em: 23.11.2015

2ª versão aceita em: 04.12.2015

RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi analisar se as informações contábeis, referentes a ativos financeiros mensurados a valor justo, são valores relevantes e apresentam evidências de representação fidedigna. Foram utilizados os títulos financeiros disponíveis para negociação e os títulos financeiros mantidos para venda, ambos mensurados a valor justo. Para os testes empíricos, utilizou-se o modelo de Feltham e Ohlson (1995) numa amostra de empresas de capital aberto, no período de 2010.4 a 2014.2. Os resultados evidenciaram que ambos os títulos apresentaram relevância. Observou-se também que a mensuração desses títulos, mesmo sendo vista pelo mercado como conservadora, não interferiu em sua representação fidedigna. Essas evidências corroboram a literatura de que a adoção do valor justo contribui para a relevância da informação contábil e, especificamente no mercado brasileiro, as evidências sugerem que além de relevantes essas informações apresentam evidências de representação fidedigna, características essas que, conforme a estrutura conceitual, são necessárias para que a informação contábil seja útil para o processo de tomada de decisões dos usuários da contabilidade.

Palavras-chave: Valor justo; *Value Relevance*; Representação Fidedigna.

Relevance and Faithful Representation of Information of Financial Assets Measured at FairValue

ABSTRACT

This empiric-analytic paper aims to analyse whether the accounting information for financial assets measured at fair value are values relevant and shows evidence of the reliable representation. For this, financial securities available for trading and financial securities held for sale were used. For the empirical tests, the Feltham and Ohlson (1995) model was used in a sample of publicly traded companies in the period of 2010.4 to 2014.2. The results showed that both financial instruments had relevance. We also

¹ O artigo foi apresentado no XIII congresso USP de Controladoria e Contabilidade.

observed that the measurement of these securities, even being seen by the market as conservative, did not affect the reliable representation of the information. Such evidence corroborates the literature that the adoption of fair value contributes to the relevance of accounting information and, specifically in Brazil, the evidence suggests that in addition to relevant this information show evidence of reliable representation, which features, as the conceptual framework, are necessary to ensure that the accounting information to be useful for the decision-making process of the accounting users.

Keywords: Fair value; Value Relevance; Faithful Representation.

1 INTRODUÇÃO

Para que a contabilidade possua conteúdo informacional, é necessário que a mesma seja portadora de características que lhe assegurem credibilidade entre os usuários da informação. De acordo com o *International Accounting Standards Board* (IASB), *Financial Accounting Standards Board* (FASB) e Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC), entre as características desejadas da informação contábil, do ponto de vista do usuário, destacam-se a relevância e a confiabilidade.

De acordo com o CPC 00 (R1) (2011), a elaboração e divulgação de relatório contábil-financeiro que seja relevante e que represente com fidedignidade o que se propõe representar auxilia os usuários a tomarem decisões com maior grau de confiança. Isso resulta em funcionamento mais eficiente dos mercados de capitais e em menor custo de capital para a economia como um todo (CPC 00 (R1), 2011). O investidor individual e o credor por empréstimo também se beneficiam desse processo, por meio de decisões assentadas na melhor informação.

Em meio às mudanças normativas que ocorreram no Brasil, destaca-se a ampliação da utilização do valor justo para mensuração de ativos financeiros pelas empresas não financeiras. Entretanto, devido às características de alguns elementos patrimoniais, a mensuração a valor justo para certos ativos, principalmente os que não possuem um mercado ativo, é questionável, no que se refere ao *trade-off* entre relevância e representação fidedigna (confiabilidade).

Alguns estudos (como por exemplo: LANDSMAN, 2007; LAUX; LEUZ, 2010) têm apontado que,

na perspectiva do mercado, o valor justo é uma medida relevante e oportuna de mensuração, pois o reconhecimento dos ganhos não depende da realização dos elementos patrimoniais, como é o caso da mensuração a custo histórico.

Por outro lado, estudos apontam que a mensuração do valor justo pode interferir na confiabilidade da informação (POON, 2004; LAUX; LEUZ, 2010). Os autores sustentam que, em certos casos, níveis consideráveis de subjetividade são exigidos dos gestores, principalmente quando não há um mercado com negociação ativa para o elemento avaliado. Em tais situações, deve-se identificar um mercado similar para o ativo ou, na ausência desse, utilizar modelos matemáticos e estatísticos que demandam a escolha de uma taxa de desconto e a determinação do período em que os benefícios venham a ocorrer para a empresa.

Ressalta-se que essas decisões podem envolver várias escolhas, podendo, portanto, os gestores das empresas apresentarem posturas conservadoras ou agressivas quando da mensuração do valor justo na ausência de um mercado ativo, interferindo, assim, na representação fidedigna da informação. Além disso, a discricionariedade na mensuração do valor justo pode levar duas ou mais empresas a avaliarem um mesmo ativo, com as mesmas características, por valores distintos.

Dessa forma, enquanto a mensuração dos ativos a valor justo, teoricamente, torna a informação mais relevante, em contrapartida, quando não há um mercado ativo para a avaliação, a informação apresentada estará sujeita a erros e vieses na mensuração, por parte dos gestores.

De acordo com Landsman (2007), frente às discussões que norteiam a utilização do valor

justo, as quais circulam em torno da relevância e da confiabilidade, um estudo que busque evidências empíricas acerca desses fatores tem, provavelmente, um potencial de contribuição relevante.

Frente a essa discussão e do fato de que, com as alterações normativas e legais ocorridas recentemente, as empresas brasileiras não financeiras de capital aberto ampliaram a adoção do valor justo na mensuração de ativos financeiros, o presente estudo tem o seguinte questionamento de pesquisa: como podem ser qualificados os ativos financeiros mensurados a valor justo no que se refere à relevância da informação e à sua representação fidedigna, na perspectiva do mercado brasileiro de capitais? Dessa forma, o objetivo desta pesquisa é analisar se as informações contábeis referentes a ativos financeiros mensurados a valor justo são relevantes e apresentam evidências de representação fidedigna na perspectiva do mercado de capitais brasileiro.

Além desta introdução, esta pesquisa possui mais cinco seções, distribuídas da seguinte forma: a segunda seção aborda questões conceituais do processo de mensuração do valor justo; na terceira seção discute-se questões relacionadas a relevância e a representação fidedigna da mensuração de ativos a valor justo, bem como apresenta-se resultados de algumas pesquisas empíricas; na quarta seção, é apresentado o desenho da pesquisa e os métodos utilizados para se alcançar o objetivo do estudo; na quinta seção apresenta-se e discute-se os resultados obtidos; e na última seção, discorre-se a respeito das principais conclusões e das limitações da pesquisa.

2 MENSURAÇÃO DO VALOR JUSTO

O *International Financial Reporting Standards* (IFRS) 13, do qual o CPC 46 – Mensuração do Valor Justo faz correlação, é a primeira norma internacional que trata especificamente da mensuração do valor justo. Essa norma define valor justo como “o preço que seria recebido pela venda de um ativo ou que seria pago pela

transferência de um passivo em uma transação não forçada entre participantes do mercado na data de mensuração”. Observa-se que a definição do valor justo, apresentada pela IFRS 13, acaba exigindo certo nível de subjetividade por parte dos avaliadores, que é uma característica natural dos valores de saída.

Diante disso, com o intuito de orientar tal mensuração e aumentar a consistência e a comparabilidade das informações mensuradas a valor justo e nas divulgações correspondentes, a IFRS 13/CPC 46 estabelece um *framework* conceitual que orienta a mensuração do valor justo dos elementos patrimoniais, onde estabelece uma hierarquia que classifica em três níveis as informações aplicadas nas técnicas de avaliação utilizadas na mensuração do valor justo.

O nível 1 são preços cotados em mercados ativos para ativos ou passivos idênticos a que a entidade possa ter acesso na data da mensuração. De acordo com o IFRS 13/CPC 46, o preço cotado em mercado ativo oferece a evidência mais confiável do valor justo e deve ser utilizado sem ajuste para mensurar o valor justo sempre que disponível. O nível 2 são informações que são observáveis para o ativo ou passivo, seja direta ou indiretamente, exceto preços cotados incluídos no Nível 1. Isto é, são preços cotados para ativos e passivos semelhantes em mercados ativos ou preços cotados para ativos ou passivos idênticos ou similares em mercados que não sejam ativos.

Por fim, o nível 3 são dados não observáveis para o ativo ou passivo, portanto, exige a utilização de técnicas de avaliação, tal como o fluxo de caixa descontado. A utilização desse nível implica em maior nível de subjetividade pelos avaliadores, uma vez que essas técnicas exigem a determinação do período em que os benefícios futuros venham ocorrer para a entidade (quando o período não for determinado) e a definição de uma taxa de desconto, que podem motivar a prática de procedimentos arbitrários.

A finalidade do valor justo é apresentar aos usuários das informações contábeis informações

cada vez mais próximas da realidade econômica do objeto reportado (relevantes) (POON, 2004). Portanto, a contabilidade a valor justo incorpora informações atualizadas em relação às condições e expectativas de mercado, podendo fornecer uma base mais robusta para a previsão de valores, quando se utiliza de *inputs* observáveis no mercado. Entretanto, quando inexitem dados observáveis no mercado para o objeto a ser mensurado, a representação fidedigna das informações pode ser questionada (POON, 2004; BARTH, BEAVER; LANDSMAN, 1996).

3 RELEVÂNCIA E REPRESENTAÇÃO FIDEDIGNA DA INFORMAÇÃO A VALOR JUSTO

As pesquisas que avaliam a relevância das informações contábeis para o mercado de capitais são denominadas de estudos do *value relevance* (AMIR; HARRIS; VENUTTI, 1993). Os testes empíricos que visam analisar a relevância das informações contábeis costumam se concentrar na significância da influência das variáveis contábeis utilizadas por modelos de avaliação. Se o valores contábeis apresentarem significância estatística na determinação do valor de mercado das empresas, diz-se que a informação é *value relevance* (BARTH; BEAVER; LANDSMAN, 2001).

No que se refere aos estudos empíricos da relevância da informação a valor justo, observa-se uma concentração na análise de ativos financeiros (BARTH, 1994; ECCHER; RAMESH; THIAGARAJAN, 1996; BARTH; BEAVER; LANDSMAN, 2001; JING; LI, 2011). Estudos como o de Barth (1994) concluíram que a valorização justa de títulos de investimento influencia o preço da ação, indicando que ela fornece informações adicionais aos investidores. Eccher, Ramesh e Thiagarajan (1996) analisaram a relevância do valor justo na evidenciação de instrumentos financeiros em bancos norte-americanos e verificaram que a utilização de tal medida produz uma informação mais relevante aos usuários.

Barth, Beaver e Landsman (2001), analisando várias pesquisas sobre o tema, concluíram que

várias estimativas de valor justo de ativos e passivos financeiros são valores relevantes. Jing e Li (2011) examinaram a relevância da mensuração do valor justo para títulos mantidos para negociação, títulos mantidos até o vencimento e dos ganhos e perdas relacionados a tais ativos. Por meio de uma amostra composta por bancos comerciais chineses, no período de 2006 a 2008, os resultados empíricos afirmaram que os títulos de longo prazo mostraram-se menos relevantes do que os realizáveis no curto prazo. As evidências demonstraram que o poder de explicação dos ganhos e perdas dos títulos mantidos para negociação apresentaram-se superiores aos demais. No mesmo contexto, Zeng, et al. (2012) confirmaram que o *value relevance* dos instrumentos financeiros melhorou após a implementação do padrão IFRS na China, ou seja, com a adoção do valor justo.

A representação fidedigna é uma das características-chave de utilidade da informação contábil (CPC 00 (R1), 2011). Conforme a estrutura conceitual do CPC (CPC 00 (R1), 2011) uma informação representa fidedignamente o fenômeno pelo qual se propõem reportar quando a informação é neutra, completa e livre de risco. Na pesquisa do valor justo contábil, a incapacidade de encontrar *value relevance* das informações a valor justo é geralmente atribuída à ausência de fidedignidade na representação, causada, por vezes, por procedimentos discricionários (vieses) ou erros imparciais, conhecidos pela literatura como erro de mensuração (*measurement error*). Por essa razão, erro de mensuração tornou-se o foco de um número crescente de estudos (BARTH, 1991, 1994; CHOI; COLLINS; JOHNSON, 1997; BOONE, 2002).

É comum em estudos associados ao *value relevance* identificar divergências de valores entre o patrimônio contábil e o valor de mercado das empresas. A diferença entre o valor contábil da empresa e o seu preço de mercado é conhecida como erro de mensuração e deveria ser igual à zero no longo prazo, se não houvesse diferenças entre a mensuração contábil (conservadorismo) e os preços de mercado (LOPES, 2002).

No entanto, se todos os elementos contábeis fossem avaliados a valor justo, essa diferença,

supostamente, poderia ser minimizada. Em alguns casos, quando existe um mercado ativo para o elemento avaliado, tal diferença pode até mesmo ser eliminada, uma vez que a mensuração do valor justo, nessas situações, sempre recorre a valores cotados em mercados ativos. Porém, nem todo ativo, nem mesmo os financeiros, possuem seus valores cotados no mercado, o que faz com que técnicas de avaliação sejam usadas, o que aumenta a possibilidade de vieses e, conseqüentemente, erro de mensuração que por sua vez, interfere na representação fidedigna da informação contábil (LAUX; LEUZ, 2010).

Pesquisadores, ressaltam a função que o julgamento pessoal exerce sob a representação fidedigna, bem como na confiabilidade da informação, no que se refere ao processo de avaliação quando os valores de mercado dos elementos patrimoniais não estão disponíveis (POON, 2004; LIPE, 2002; IUDÍCIBUS; MARTINS, 2007). Poon (2004) afirma que o resultado de estimativas do valor justo está propenso à maior probabilidade de erros de mensuração, apresenta potencial para mascarar erros de cálculo e até mesmo gerenciamento dos números contábeis.

Landsman (2007) alerta que ter que depender de estimativas dos gestores para determinação de valores justos de ativos e passivos introduz outro problema: a assimetria informacional. O problema da assimetria da informação é que os gestores tendem a usar as informações privadas em seu próprio benefício, manipulando a informação que irá divulgar ao mercado de capitais. Por exemplo, o gestor pode superestimar os valores para os ativos ou subestimar os montantes dos passivos, com o intuito de maximizar o resultado e aumentar a sua compensação de bônus, principalmente em períodos em que os resultados da sua área tende a ser minimizada e que a possibilidade de pagamento de bônus pode, portanto, ser reduzida.

O teste empírico da representação fidedigna da informação muitas vezes tem sido uma extensão dos testes de relevância (BARTH; BEAVER; LANDSMAN, 2001). Algumas pesquisas sustentam que se uma dada informação contábil

está refletida no preço das ações das empresas, é porque a mesma apresentou um nível considerável de confiabilidade para o mercado (YANG; ROHRBACH; CHEN, 2005; KALLAPUR; KWAN, 2004). Entretanto, sustentar que a ausência de associação significativa entre as variáveis contábeis e o valor de mercado das empresas seja causada apenas pela falta representação fidedigna da informação, pode ter sido uma saída encontrada pelos pesquisadores, uma vez que se testar esse atributo separadamente da relevância exige complexidade (HOLTHAUSEN; WATTS, 2001).

Além da representação fidedigna, outros fatores podem interferir para que a informação não possua associação com o preço dos títulos, ou seja, não possua *value relevance*. Pode-se citar como exemplo a materialidade. Se a informação contábil não for material, por definição, essa não é relevante, logo, é suscetível de não apresentar significância estatística na explicação das variações dos preços das ações, mesmo sendo mensurada de forma confiável.

Outra abordagem para o teste empírico da confiabilidade utilizada por estudos de *value relevance* é em termos do erro de mensuração (EASTON; EDDY; HARRIS, 1993; BARTH, 1994; PETRONI; WAHLEN, 1995; BARTH; BEAVER; LANDSMAN, 1996; CHOI; COLLINS; JOHNSON, 1997; DAHMASH; DURAND; WATSON, 2009).

Nessa abordagem, é de se esperar que, quando as informações contábeis mensuradas a valor justo forem publicadas, seus valores se aproximem da estimação do mercado, pois, como visto, a mensuração do valor justo deve, prioritariamente, recorrer aos valores cotados em mercado ativo. Caso se identifique diferenças significativas entre os valores contábeis e os valores de mercado, pode-se inferir por evidências de viés ou erro de mensuração (BARTH, 1994; DAHMASH; DURAND; WATSON, 2009).

Nesse sentido, podem-se destacar os estudos de Barth (1994) e Dahmash, Durand e Watson (2009), onde analisaram além do *value relevance*, a confiabilidade de determinadas informações

contábeis por meio dos coeficientes das variáveis contábeis estimadas por modelos de avaliação. De acordo com Holthausen e Watts (2001), o estudo de associação incremental de Barth (1994) fornece uma das explicações mais completas para a lógica e os pressupostos básicos de um estudo do *value relevance* bem como da representação fidedigna.

A abordagem dada por Barth (1994) no tratamento da relevância e da confiabilidade considera os números contábeis como variáveis mensuradas com possibilidade de erros e os valores implícitos nos preços das ações como variáveis verdadeiras. Isso significa que o preço de mercado reflete, de forma justa, toda expectativa gerada pelo consenso dos participantes do mercado com relação ao elemento patrimonial, ao contrário do valor contábil, que é suscetível de viés e erro na mensuração por parte dos avaliadores.

Dessa forma, a representação fidedigna da mensuração a valor justo é inferida a partir do coeficiente da variável contábil, mensurada a valor justo, estimada por meio de regressão. Com base nos modelos de avaliação assumidos, Barth (1994) argumenta que, para seu estudo, o coeficiente de inclinação estimado da variável título de investimentos mensurados a valor justo deve ser um. Isso significa que, se o coeficiente é estatisticamente igual a um, os valores reportados pela contabilidade refletem o consenso do mercado no que se refere ao valor justo do elemento patrimonial, ou seja, o valor contábil é estatisticamente igual ao valor de mercado, portanto, livre de erro ou viés na mensuração significativos.

Nesse sentido, de acordo com Barth (1994), para que o coeficiente estimado seja estatisticamente igual a um, alguns requisitos devem ser satisfeitos, quais sejam: 1) os modelos de avaliação devem estar corretos; e 2) a contabilidade mensura com rigor suas variáveis relevantes, isto é, não há erro ou viés na avaliação. Se a mensuração do valor justo do ativo é feita com erro ou viés suficiente, o respectivo coeficiente tende a ser significativamente diferente de um (BARTH, 1994).

Dietrich, Harris e Muller (2000) examinaram a representação fidedigna das estimativas anuais obrigatórias do valor justo no Reino Unido para as propriedades para investimento. Os autores identificaram que as estimativas de avaliação do valor justo subestimam os preços reais desses ativos, porém são consideravelmente menos tendenciosos, bem como medidas mais precisas do que os respectivos custos históricos. Por fim, os autores demonstraram que a fidedignidade da avaliação aumenta quando monitoradas por avaliadores externos e auditores independentes.

Nellessen e Zuelch (2011) analisaram a representação fidedigna das estimativas do valor justo para as propriedades para investimentos de empresas europeias. Os autores verificaram que o valor contábil líquido geralmente empregado se afasta da capitalização de mercado das empresas. Os autores sugerem que esses desvios, medidos pela diferença entre o valor contábil e a capitalização do mercado, implicam em distorções na representação fidedigna das estimativas do valor justo para as propriedades para investimentos devido às limitações de avaliações e a diversidade de abordagens aplicadas na mensuração do valor justo.

Kang et al. (2013) examinaram se o valor justo de ativos líquidos de bancos norte-americanos, mensurados de acordo com a hierarquia dos três níveis do valor justo, estão associados com a assimetria informacional durante a crise financeira de 2008. Os resultados demonstraram que o *bid-ask spread*, *proxy* utilizada para a assimetria informacional, está positivamente associada ao valor justo do ativo líquido dos bancos, e o grau de associação está condicionada à hierarquia dos três níveis, isto é, com *bid-ask spread* sendo menor para o nível 1 (mensuração mais transparente) e mais alto para o nível 3 (a menos observável). Além disso, os autores identificaram evidências de que o SFAS 157 levou a uma redução no *bid-ask spread*, e descobriram que variações trimestrais no Nível 1 e Nível 2 de valor justo dos ativos líquidos estavam significativamente associados as alterações no *bid-ask spread* em 2008, quando a propagação da crise cresceu rapidamente, mas não em 2009,

quando ela começou a cair. Os autores concluem sugerindo que a hierarquia de três níveis do valor justo fornece aos investidores informações úteis, e que o valor justo está associado com a incerteza, mensurada pelo *bid-ask spread*, antes e durante a crise financeira.

Fargher e Zhang (2014) criticaram a postura do FASB em relaxar os critérios de mensuração do valor justo para as instituições financeiras em 2009, além de relatarem que os pressupostos da mensuração do valor justo por estas instituições têm sido baseados cada vez mais em pressupostos gerenciais que leva a um elevado nível de discricção. Com base nessa discussão, os autores examinaram o impacto dessa mudança de postura do FASB (em relaxar as regras de mensuração) na qualidade dos lucros reportados. Os autores identificaram que um aumento aparente na discricção gerencial nas regras de mensuração do valor justo está associado a uma maior probabilidade de gerenciamento de resultados e a lucros de menor informatividade. Além disso, os autores identificaram que a permissão de mais discricção gerencial na mensuração do valor justo prejudicou a qualidade da informação financeira.

4 METODOLOGIA

4.1 DESCRIÇÃO DOS MODELOS

Para investigar a relevância e as evidências de representação fidedigna da mensuração do valor justo dos ativos financeiros, utilizou-se o modelo de Feltham e Ohlson (1995), conforme o estudo de Dahmash, Durand e Watson (2009). Partindo

do modelo de Ohlson (1995), evidenciado pela Equação 1, Feltham e Ohlson (1995) segregaram o patrimônio líquido contábil em ativos operacionais líquidos e ativos financeiros líquidos, conforme Equação 2, levando em consideração a premissa de que os ativos financeiros e os resultados financeiros estão num mercado perfeito². O valor contábil e o de mercado de tais ativos são iguais – portanto, os resultados anormais financeiros são sempre iguais à zero; não existe valor presente líquido diferente de zero em relação às atividades financeiras (LOPES; IUDÍCIBUS, 2012).

$$VME_t = PL_t + \alpha_1 LA_t + \alpha_2 OI_t \quad (1)$$

$$PL_t = AOL_t + AFL_t \quad (2)$$

Onde:

VME_t = valor de mercado da entidade no período t ;
 PL_t = valor contábil do patrimônio líquido no período t ;
 LA_t = lucros anormais do período t (lucro do período menos o patrimônio líquido defasado vezes uma taxa livre de risco);

OI_t = outras informações do período t .

AOL_t = ativos operacionais líquidos no período t ;

AFL_t = ativos financeiros líquidos no período t .

Focando nas variáveis de interesse do estudo (ativos financeiros avaliados a valor justo), observa-se que as mesmas são componentes dos ativos financeiros líquidos que, por conseguinte, integram o valor contábil do patrimônio líquido. Diante disso, com o objetivo de identificar os coeficientes das variáveis de interesse, desmembrou-se a variável ativos financeiros líquidos do modelo de avaliação de Feltham e Ohlson (1995), onde se separou os ativos financeiros líquidos mensurados a valor justo dos demais, conforme Equação 3:

$$VME_t = \alpha_1 + \alpha_2 AOL_{i,t} + \alpha_3 \left(AFL - \sum_{a=1}^i Avj \right)_{i,t} + \alpha_4 Avj_{a,t} + \dots + \alpha_5 Avj_{i,t} + \alpha_6 LOA_{i,t} + \alpha_7 OI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

² Conforme Copeland & Weston (1988), considera-se mercado perfeito quando não se observa fricção, quando existe eficiência em termos informacionais, competição perfeita nos mercados de títulos e de produtos e composto por investidores racionais.

Onde:

VME_t = valor de mercado da empresa i , no tempo t ;

$AOL_{i,t}$ = ativo operacional líquido da empresa i , no tempo t ;

$\left(AFL - \sum_{a=1}^i Avj \right)_t$ = ativo financeiro líquido total menos o somatório dos ativos financeiros avaliados a valor justo, onde “a” vai de 1 a i , no tempo t ;

$Avj_{a,t}$ = ativo financeiro avaliado a valor justo “a” da empresa i , no tempo t ;

LOA_t = lucro operacional anormal, da empresa i , no tempo t (lucro do período antes dos juros menos o ativo operacional defasado vezes uma taxa livre de

risco);

OI_t = “outras informações”;

ε_t = termo de erro;

$\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \alpha_7$ = os coeficientes das variáveis do modelo que determinam o valor de mercado da empresa com base em informações contábeis e as “outras informações”. Onde, α_4 e α_5 são os coeficientes dos ativos financeiros mensurados a valor justo.

O objetivo da Equação 3 é identificar os coeficientes dos ativos financeiros avaliados a valor justo, onde estimam o valor de mercado das empresas a partir das informações contábeis. Desse modo, ajustando a Equação 3, obteve-se a Equação 4.

$$VME_t = \alpha_1 + \alpha_2 AOL_t + \alpha_3 (AFL - TDV - TDN)_t + \alpha_4 TDV_t + \alpha_5 TDN_t + \alpha_6 LOA_t + \alpha_7 OI_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde:

TDV_t = total dos títulos disponíveis para venda, mensurados a valor justo, no tempo t .

TDN_t = total dos títulos disponíveis para negociação, mensurados a valor justo, no tempo t .

Por meio da equação 4, é possível identificar os coeficientes de cada variável estudada de forma isolada. De acordo com os estudos do *value relevance*, quando a informação contábil tem impacto no preço das ações, é porque essa informação é relevante, pelo menos a certo nível de significância, para o mercado de capitais (Barth, Beaver, & Landsman, 2001). Dessa forma, como a metodologia apresentada utiliza as informações contábeis para determinar o valor de mercado das empresas e os ativos foram analisados de forma isolada dentro da Equação 4, a relevância da informação será verificada por meio da significância estatística de cada variável na explicação da variável dependente.

Sabe-se que a mensuração do valor justo recorre quase sempre ao mercado para a identificação de tal valor e, mesmo quando não se tem um mercado ativo, utiliza-se de um mercado similar (nível 2 de

mensuração) ou de técnicas de avaliação (nível 3 de mensuração) para a estimação do mesmo. Dessa forma, partindo da premissa de que a mensuração foi realizada de forma austera pela contabilidade, é de se esperar que, no momento em que os ativos financeiros são mensurados pelos seus valores justos, seus montantes informados pelas demonstrações contábeis estejam próximos aos seus valores do mercado (DAHMAHSH; DURAND; WATSON, 2009; FELTHAM; OHLSON, 1995).

Voltando para o modelo, mais precisamente para a Equação 4, a interpretação devida é que, quanto mais próximos de 1 (um) os coeficientes dos ativos avaliados a valor justo estiverem, mais a informação contábil estará próxima da estimação da avaliação do mercado para o ativo e, da mesma forma, quanto mais distante os coeficientes estiverem de 1 (um), mais a informação contábil difere da avaliação estimada do mercado (DAHMAHSH; DURAND; WATSON, 2009).

Corroborando com Godfrey e Koh (2001) e Dahmash, Durand e Watson (2009), para o presente estudo, assumiu-se que a mensuração de um ativo a valor justo possui representação fidedigna se o coeficiente do mesmo, estimado pelo modelo de avaliação (α_4 e α_5 da Equação

4), não seja significativamente diferente de 1 (um), ou seja, parte-se do pressuposto que a variação de 1 (um) real do valor contábil seja, estatisticamente, equivalente a variação de 1 (um) real de valor de mercado que é à base de mensuração do valor justo. Caso constate-se que esse valor é estatisticamente diferente de 1, infere-se pela possibilidade de vieses de mensuração, fato que lava a indícios de que a mensuração do ativo não representa fielmente o fenômeno econômico pelo qual se propôs representar (DAHMAHSH; DURAND; WATSON, 2009). Frente a isso, analisou-se, por meio do teste de Wald, se a estimação do valor dos ativos pelo mercado, por meio dos coeficientes, é estatisticamente diferente dos valores reportados pela contabilidade. Isto é, testaram-se se os coeficientes α_4 e α_5 da Equação 4 são estatisticamente diferentes de 1, ao nível de significância de 1%.

Outra abordagem metodológica com relação ao viés contábil na mensuração é com relação à mensuração conservadora ou agressiva. Conforme

Dahmash, Durand e Watson (2009), quando os coeficientes das variáveis contábeis, estimados pela Equação 4, apresentam valores maiores que 1 (um), significa que a mensuração contábil foi suavizada, ou seja, foi realizada de forma conservadora, dado que o mercado atribuiu um valor superior ao representado pela contabilidade. Da mesma forma, seguindo os mesmos autores, se o coeficiente da variável contábil apresentar valor inferior a 1 (um), denota que a mensuração foi percebida pelo mercado como agressiva, que que o mercado atribuiu um valor inferior aquele conferido pela contabilidade.

4.2 VARIÁVEIS DA PESQUISA

A Tabela 1 evidencia o cálculo das variáveis utilizadas na pesquisa. As variáveis ativos operacionais líquidos e ativos financeiros líquidos foram calculadas com base nos trabalhos de Dahmash, Durand e Watson (2009) e Machado, Machado e Callado (2006), conforme disponibilidade de dados da Economática®.

Tabela 1 – Definição das variáveis

Variável	Descrição	Definição/Cálculo	Sinal esperado
VME	Valor de mercado do capital próprio	Valor de mercado da empresa, no período t	
AOL	Ativos operacionais líquidos	Ativos operacionais - Passivos operacionais Ativos operacionais = Ativo total - Ativos financeiros Passivos operacionais = Passivo total (exceto PL) - Passivos financeiros Ativos financeiros = Caixa e equivalentes + Aplicações financeiras de curto prazo (Avaliadas a valor justo e ao custo amortizado) + Aplicações financeiras de longo prazo (Avaliadas a valor justo e ao custo amortizado) Passivos financeiros = Total de empréstimos e financiamentos de curto prazo + Dividendos a pagar curto prazo + Total de empréstimos e financiamentos de longo prazo + Dividendos a pagar longo prazo	+
AFL	Ativos financeiros líquidos	Ativos financeiros - Passivos financeiros Ativos financeiros = Conforme descrito acima Passivos financeiros = Conforme descrito acima	+
LOA	Lucro operacional anormal	OE_t - (r * NOA_{t-1}) OE_t = Resultado operacional, no período t r = Custo médio ponderado do capital/taxa livre de risco NOA_{t-1} = ativos operacionais líquidos para o período t - 1	+
TDN	Títulos disponíveis para negociação	Montante dos instrumentos financeiros mantidos para negociação, para o período t	+
TDV	Títulos disponíveis para venda	Montante dos instrumentos financeiros disponíveis para venda, para o período t	+
OI	Outras Informações	Previsão de analistas para lucro líquido futuro no período $t + 1$, disponível na base da Thomson ONE Analytics®	+

Fonte: Elaborado com base nos estudos de Dahmash, Durand e Watson (2009) e Machado, Machado e Callado (2006).

Utilizou-se o valor da ação de maior volume das empresas três meses após a data de encerramento das demonstrações trimestrais, para garantir que as informações contábeis, quando relevantes, já estivessem refletidas no preço, conforme premissa da Teoria dos Mercados Eficientes. Além disso, realizou-se corte de liquidez, para isso, foram utilizadas as ações de maior volume de negociação, conforme índice de liquidez em bolsa, disponível pela base da Economática®, selecionando apenas as empresas que apresentaram o índice acima de 0,01%.

Para o cálculo do lucro operacional anormal, adotou-se como taxa livre de risco a média trimestral do rendimento da poupança. Tal escolha corrobora o arcabouço teórico de Ohlson (1995) e outros trabalhos que utilizaram o modelo de Ohlson (1995) no mercado brasileiro, tais como: Lopes, Sant'Anna e Costa (2007) e Coelho, Aguiar e Lopes (2011).

A variável denominada de outras informações no modelo de avaliação de Feltham e Ohlson (1995) (OI), segundo os autores do modelo, são fatos que irão afetar os resultados no futuro, mas que ainda não foram reconhecidos pela contabilidade. Portanto, de acordo com Dechow, Hutton e Sloan (1999), uma *proxy* consistente para essa variável é o consenso das previsões de analistas quanto aos lucros futuros, pois essas são estimativas de valores que irão afetar o resultado no futuro, mas que ainda não foram capturados pela contabilidade. Dessa forma, foram utilizadas, para este estudo, as previsões de lucro líquido de analistas disponíveis na base da Thomson ONE Analytics® para o trimestre posterior ao de referência ($t + 1$).

Como as empresas da amostra possuem portes variados, é possível que se observe problemas derivado do efeito escala ou mesmo heterocedasticidade. Com o objetivo de mitigar esse possível problema, para a estimação das regressões, as variáveis foram padronizadas pelo ativo total do período $t-1$.

4.3 AMOSTRA

Para a determinação da amostra da pesquisa, partiu-se de uma população composta por todas

as empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BM&FBovespa), que totalizou 452 companhias. Partiu-se desse universo de empresas pela disponibilidade de dados e por essas se enquadrarem nas necessidades metodológicas que foram evidenciadas na subseção 4.1.

Para a composição da amostra, exigiram-se das empresas as seguintes informações: a) não estar listada como empresa financeira; b) possuir valor de mercado por trimestre; c) possuir informações necessárias para o cálculo das variáveis ativo operacional líquido, ativo financeiro líquido e lucro operacional anormal, conforme Tabela 1; d) possuir os seguintes ativos financeiros avaliados a valor justo: i) títulos financeiros disponíveis para negociação e ii) títulos financeiros mantidos para venda; e e) possuir a previsão de lucro de analistas por trimestre.

As empresas financeiras não fizeram parte da população, por possuírem regulação específica, por serem altamente alavancadas e por possuírem uma estrutura patrimonial diferenciada, o que dificultaria o cálculo das variáveis ativo operacional e ativo financeiro. Portanto, essas empresas poderiam tornar a amostra ainda mais heterogênea e, possivelmente, distorcer os resultados.

Os dados referentes às informações contábeis consolidadas foram coletados no banco de dados da Economática®, já os dados referentes à previsão de lucro de analista foram coletados da base de dados da Thomson ONE Analytics®. Os dados são originários dos demonstrativos contábeis referentes ao último trimestre de 2010, todos os trimestres de 2011 a 2013 e os dois primeiros trimestres de 2014. Iniciou-se no último trimestre de 2010, pois só a partir desse exercício social que as companhias de capital aberto passaram a apresentar suas demonstrações financeiras no modelo contábil IFRS completo. A utilização de períodos anteriores poderia distorcer a análise, tendo em vista que os procedimentos adotados internacionalmente ainda eram parciais. Diante disso, o estudo aprecia um conjunto de dados de quinze trimestres.

Como o número de companhias que apresentaram os dados necessários para o estudo em todos os trimestres analisados foi pequeno (apenas 13

empresas), optou-se por trabalhar com um painel de dados desbalanceado (quando as empresas não estão listadas em todos os períodos analisados). Assim, após o atendimento dos critérios acima listados, obteve-se uma amostra final de 660 observações, que resultou numa média de 44 empresas por trimestre.

5 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS

Inicialmente, foram realizados alguns testes, com o intuito de identificar o modelo mais adequado para os conjuntos de dados em painel desbalanceado,

conforme Tabela 2. Observa-se que os resultados dos testes de especificação dos modelos estimados indicam que a melhor especificação foi a *POLS* (*Pooled Ordinary Least Square*), por isso não se aplicou o teste de Hausman. O modelo *POLS* representa uma regressão em sua forma mais convencional, ou seja, apresenta o intercepto e os parâmetros das variáveis explicativas para todas as observações ao longo do período em análise. Pressupõe-se, nesse modelo, que o coeficiente angular da variável explicativa é idêntico para todas as observações ao longo do tempo, ou seja, não leva em consideração a natureza de cada *cross-section* estudada, sendo esta sua principal limitação (FÁVERO, et al., 2009).

Tabela 2 – Resultados dos testes de especificação

Teste F - Chow (Estatística)	Teste F - Chow (<i>p-value</i>)	Breusch-Pagan (Estatística)	Breusch-Pagan (<i>p-value</i>)	Teste de Hausman
0,25	0,852	62,31	0,091	Não se aplica

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa (2015).

Com o objetivo de avaliar a relação entre as variáveis, bem como possíveis problemas de multicolineariedade, estimou-se uma matriz de correlação de *Spearman* (após rejeitar a hipótese de normalidade), conforme apresentado pela Tabela 3.

Observa-se na Tabela 3, que todas as variáveis independentes do modelo possui uma relação positiva com o Valor de Mercado das Empresas

(VME), com destaque para as variáveis Lucro Operacional Anormal e a Previsão de Lucro dos Analistas (OI) que apresentaram maior coeficiente de correlação. No que se refere a correlação entre as variáveis independentes do modelo, observa-se uma baixa correlação entre elas, sugerindo ausência de possíveis problemas de multicolineariedade quando da estimação dos modelos de regressão.

Tabela 3 - Matriz de Correlação de Spearman

	VME	AOL	AFL	LOA	OI	TDN	TDV
VME	1						
AOL	0,207	1					
AFL	0,271	-0,041	1				
LOA	0,452	0,024	-0,039	1			
OI	0,879	0,127	-0,023	0,398	1		
TDN	0,106	0,020	0,104	0,064	0,051	1	
TDV	0,123	0,099	0,081	0,015	0,061	0,033	1

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa (2015).

Com relação aos modelos de regressão, inicialmente, estimou-se o modelo original de Feltham e Ohlson (1995) com o objetivo de testar a sua aplicabilidade, bem como o ajuste da variável “Outras Informações” (OI), onde para este estudo, fez-se o uso da previsão de lucro dos analistas como proxy. Os resultados estão evidenciados na Tabela 4.

Verifica-se que a regressão estimada apresentou significância estatística, ao nível de 1%, conforme p-valor da estatística F. Obteve-se um R^2 ajustado de 0,795. Esse coeficiente de determinação elevado corrobora outros estudos que também utilizaram o modelo de Feltham e Olhson (1995) (como por exemplo: AMIR, et al. 1997; MYERS, 1999; AHMED; MORTON; SCHAEFER, 2000; DAHMASH; DURAND; WATSON, 2009) e indica que o modelo se ajustou bem ao conjunto de observações utilizadas.

Quanto aos testes realizados para examinar os pressupostos do modelo de regressão, pode-se verificar que o resultado do teste de White indica que a hipótese de que as variâncias dos resíduos são homocedásticas foi rejeitada, ao nível de 5%. De acordo com o teste de Durbin-Watson, não rejeita-se a hipótese de autocorrelação dos resíduos. Entretanto, no que se refere aos problemas de heterocedasticidade e autocorrelação, utilizou-se da correção robusta de Newey-West.

Por meio do teste de Jarque-Bera, a hipótese de que os resíduos se distribuem normalmente foi rejeitada, ao nível de significância de 5%. Entretanto, como o foco da regressão estimada é o de analisar apenas a relação entre as variáveis, ou seja, não é um modelo de previsão e, por isso, não é utilizado para inferir resultados, tal pressuposto pode ser relaxado (GUJARATI, 2011). Outra justificativa para relaxar a normalidade refere-se à teoria do limite central, onde, segundo Brooks (2002), ainda que os termos de erros não se distribuam normalmente, quando se utiliza grandes amostras, tal pressuposto pode ser relaxado.

Por meio do p-valor da estatística t, verifica-se que todas as variáveis independentes apresentaram-se

significativas, ao nível de 1%, exceto AFL, e com o sinal esperado. Vale destacar que a variável AFL não contempla os títulos financeiros mensurados a valor justo, já que estes serão considerado nos resultados do modelo estimado pela Equação 4. Possivelmente, pela ausência dessas informações de AFL que a mesma não apresentou-se significativa, tal constatação será confirmada com os resultados da Equação 4.

Outro ponto que merece destaque é a significância da proxy utilizada para a variável OI. Como já discutido, a variável denominada de outras informações, segundo Feltham e Olhson (1995), são fatos que irão afetar os resultados no futuro, mas que ainda não foram reconhecidos pela contabilidade. Portanto, fez-se o uso da previsão de lucro de analistas conforme o estudo de Dechow, Hutton e Sloan (1999) já que essas são estimativas de valores que irão afetar o resultado no futuro, mas que ainda não foram capturados pela contabilidade. Confirmando as evidências de Dechow, Hutton e Sloan (1999), a previsão de analistas apresentou-se adequada para o conjunto de empresas brasileiras.

Tabela 4 - Estimação do Modelo Original de Feltham e Olhson (1995)

Painel A				
Variável Explicativa	Coefficiente	Erro padrão*	Estatística <i>t</i>	<i>p</i> -valor
C	0.083	0.006	12.319	0.000
AOL	1.204	0.270	4.4473	0.000
AFL	1.282	0.692	1.8528	0.064
LOA	0.011	0.002	4.1335	0.000
OI	0.757	0.057	13.105	0.000

Painel B			
Descrição	Valor	Descrição	Valor
R ²	0.796	Jarque-Bera (estatística)	589781,2
R ² ajustado	0.795	Jarque-Bera (<i>p-value</i>)**	0,000
Teste F (Estatística)	642.137	Teste de White (Estatística)	16.819
Teste F (<i>p-value</i>)	0.000	Teste de White (<i>p-value</i>)*	0.000
Número de Observações	660	Durbin-Watson*	1.010

* erros-padrão estimados com correção de Newey West para heterocedasticidade e autocorrelação serial.

**De acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas 660 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (BROOKS, 2002). Adicionalmente, a correção de Newey West aumenta o erro padrão, diminuindo a estatística *t*, tornando sua estimativa mais robusta.

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso dos testes FIV (*variance inflation factor*). Obteve-se um FIV de 1,012 para as variável AOL, 1,110 para AFL, 1.317 para LOA e 1.410 para PREV, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa (2015).

A tabela 5 apresenta os resultados da regressão referente à Equação 4, onde, buscou-se analisar o value relevance e evidências de representação fidedigna dos ativos financeiros mensurados a valor justo. Observa-se que a regressão estimada apresentou significância estatística ao nível de 1%, como mostra o *p*-valor da estatística F, inferior a 0,01. O coeficiente de determinação, R² Ajustado, foi de 0,805 demonstrando que 80,5% das variações no valor de mercado das empresas são explicadas pelas variáveis explicativas do modelo.

Quanto aos pressupostos do modelo de regressão, os resultados foram semelhantes aos resultados obtidos com a estimação do modelo original, logo, os mesmos procedimentos foram utilizados, isto é, os erros-padrão foram estimados com correção de Newey West para heterocedasticidade e autocorrelação serial e o pressuposto da normalidade foi relaxado pelos mesmos argumentos já apresentados.

Quanto à significância das variáveis explicativas do modelo, verifica-se todas as variáveis apresentaram-se significativas ao nível de significância de 1%, inclusive a variável AFL (sem os ativos financeiros mensurados a valor justo)

que não havia apresentado significância quando da estimação do modelo original. Isso sugere que os ativos financeiros mensurados a valor justo são partes representativas dos AFL, fato que ao inseri-los no modelo contribuiu para a significância de AFL.

Com relação as variáveis de interesse, TDn e TDV, os resultados sugerem que o montante dos Títulos Disponíveis para Negociação e Disponível para Venda, possuem value relevance na determinação do valor de mercado das empresas. Esses resultados confirmam alguns estudos anteriores que apresentaram evidências de que instrumentos financeiros, avaliados a valor justo são informações relevantes para o mercado de capitais (tais como: BARTH, 1994, KHURANA; KIM, 2003; JING & LI, 2011; ZENG, et al. 2012).

Por outro lado, tais evidências divergem de parte dos achados do estudo de Khurana e Kim (2003) e Jing e Li (2011). Khurana e Kim (2003) verificaram que alguns títulos financeiros, por não serem negociados ativamente, muitas vezes envolve mais subjetividade em relação aos métodos e pressupostos usados na estimativa de seus valores justos e, por isso, compromete a relevância de tais

informações. Os autores evidenciaram ainda que nas situações de ausência de um mercado ativo ou similar, a mensuração a custo histórico apresentou-se mais relevante do que a mensuração a valor justo. No mesmo sentido, Jing e Li (2011) não constaram evidência de que títulos financeiros mensurados a valor justo possuam value relevance e atribuiu tais evidências a falta de confiabilidade das estimativas do valor justo.

Tais evidências encontradas para as empresas brasileiras sustentam a tese de que a mensuração a valor justo aproxima a avaliação patrimonial da contabilidade dos seus respectivos valores de mercado, isto é, apresentam informações que se aproximam da realidade econômica dos elementos patrimoniais, nesse caso, os ativos financeiros mantidos para venda e para negociação imediata.

Tabela 5 - Estimação do Modelo com os Ativos Financeiros Mensurados a Valor Justo

Painel A				
Variável Explicativa	Coeficiente	Erro padrão*	Estatística <i>t</i>	<i>p</i> -valor
C	0.055	0.007	7.550	0.000
AOL	1.773	0.653	2.711	0.006
AFL	1.145	0.248	4.607	0.000
TDN	1.092	0.234	4.659	0.000
TDV	1.363	0.417	3.265	0.001
LOA	0.011	0.002	3.960	0.000
OI	0.761	0.055	13.691	0.000
Painel B				
Descrição	Valor	Descrição	Valor	
R ²	0.807	Jarque-Bera (estatística)	254.556	
R ² ajustado	0.805	Jarque-Bera (<i>p</i> -value)**	0,000	
Teste F (Estatística)	456.379	Teste de White (Estatística)	17.672	
Teste F (<i>p</i> -value)	0.000	Teste de White (<i>p</i> -value)*	0.000	
Número de Observações	660	Durbin-Watson*	1.031	

* erros-padrão estimados com correção de Newey West para heterocedasticidade e autocorrelação serial.

**De acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas 660 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (BROOKS, 2002). Adicionalmente, a correção de Newey West aumenta o erro padrão, diminuindo a estatística *t*, tornando sua estimativa mais robusta.

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso dos testes FIV (*variance inflation factor*). Obteve-se um FIV de 1,051 para a variável AOL, 1,110 para AFL, 1,161 para TDN, 1,478 para TDV, 1,451 para LOA e 1.517 para PREV, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa (2015).

Quanto as evidências de representação fidedigna, conforme discutido na metodologia, se a estimação do mercado, no que se refere às informações dos ativos mensurados a valor justo, for estatisticamente igual à informação apresentada pela contabilidade (verificado pelo coeficiente de inclinação da variável), infere-se pela evidência de representação fidedigna (DAHMAHSH; DURAND; WATSON, 2009). Para isso, fez-se o uso do teste de Wald, onde se testou a hipótese de que o coeficiente de inclinação das variáveis TDN e TDV é estatisticamente igual a um. Os resultados do teste estão evidenciados na Tabela 6.

Tabela 6 – Resultados do Teste de Wald

	Estatística Wald	<i>p</i> -valor
TDV	0.869	0,384
TDN	0.395	0,692

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa (2015).

Com um o *p*-valor maior do que 0,05, não se rejeita tal hipótese de os coeficientes das variáveis TDV e TDN sejam estatisticamente iguais a 1 (um). Portanto, as evidências indicam que a estimação do mercado para os Títulos Disponíveis para Negociação e Disponíveis para Venda, é

estatisticamente igual ao valor apresentado pela contabilidade. Tal evidência pode ser explicada no sentido de que, possivelmente, grande parte dos títulos financeiros são negociados com frequência em bolsa, ou seja, possui um mercado ativo, o que facilita a mensuração do valor justo e, por consequência, diminui as possibilidades de vieses na avaliação.

No que se refere às evidências de viés contábil na mensuração, a outra abordagem metodológica que pode ser realizada, conforme o estudo de Dahmash, Durand e Watson (2009), é da avaliação conservadora ou agressiva. Isto é, embora o teste de Wald tenha indicado que os coeficientes de inclinação das variáveis TDN e TDV sejam estatisticamente iguais a um, os seus valores absolutos foram de 1,092 e 1,363, respectivamente. Isso indica que, na perspectiva do mercado, a informação dos TDN é vista com um viés conservador, ou seja, para cada 1 real referente a esse ativo divulgado pela contabilidade, o mercado atribuiu 1,092 reais (DAHMAHSH; DURAND; WATSON, 2009). Da mesma forma, para cada 1 real referente aos TDV reportado pela contabilidade, o mercado atribuiu 1,363 real, indicando um maior grau de conservadorismo da contabilidade na mensuração desses ativos.

Em síntese, essas evidências corroboram a literatura de que a adoção do valor justo contribui para a relevância da informação contábil e, especificamente no mercado brasileiro, as evidências sugerem que além de relevantes essas informações apresentam evidências de representação fidedigna, características essas que, conforme a estrutura conceitual, são necessárias para que a informação contábil seja útil para o processo de tomada de decisões dos usuários da contabilidade.

6 CONCLUSÕES

Em meio às mudanças nas práticas contábeis que vem ocorrendo no Brasil, em função da convergência das normas locais para as internacionais, destaca-se a ampliação da adoção do valor justo para mensuração de ativos. Entretanto, a adoção desse critério de mensuração

é um tema de debate. As discussões em torno da utilização desse critério, em detrimento de critérios tradicionais, tal como o custo histórico, refere-se à relevância da informação versus a confiabilidade de sua mensuração (POON, 2004; LANDSMAN, 2007).

Diante dessa discussão que aborda as características que a atual estrutura conceitual do IABS e do CPC classificam como fundamentais para a utilidade da informação contábil, o objetivo do presente estudo foi o de analisar se as informações contábeis referentes a ativos financeiros mensurados a valor justo, são valores relevantes e apresentam evidências de representação fidedigna na perspectiva do mercado de capitais brasileiro.

Em relação aos títulos TDN e TDV verificou-se que ambos apresentaram significância estatística na determinação do valor de mercado das empresas, sugerindo que os mesmos são valores relevantes para o mercado. Tais evidências confirmam que a mensuração a valor justo dos títulos estudados pode ter contribuído no sentido de aproximar à informação contábil a realidade econômica e, por consequência, ter sido percebida pelo mercado, corroborando, assim, resultados de estudos anteriores (BARTH, 1994; KHURANA; KIM, 2003; JING; LI, 2011; ZENG et al., 2012).

No que se refere à confiabilidade na mensuração desses títulos, as evidências demonstraram que a mensuração do valor justo para ambos é visualizada pelo mercado como conservadora, porém esse nível de conservadorismo não interferiu na sua representação fidedigna, haja vista que os coeficientes dessas variáveis foram estatisticamente iguais a 1(um), indicando que a informação reportada pela contabilidade é equivalente aos seus valores de mercado. Assim, as evidências sustentam que os Títulos Disponíveis para Negociação e os Títulos Disponíveis para Venda, são visualizados pelo mercado como relevantes e ao mesmo tempo como fidedignas.

Esses resultados sugerem que a utilização do valor justo para mensuração de instrumentos financeiros foi benéfica para os usuários das informações contábeis, uma vez que o uso de tal medida aproxima a informação contábil divulgada da realidade econômica desses títulos, fornecendo assim, uma

melhor relevância para essas informações. Além disso, as evidências indicaram que a mensuração dos títulos financeiros a valor justo representa com fidedignidade o fenômeno econômico pelo qual se pretende reportar, indicando com isso, a ausência do trade-off entre a relevância e confiabilidade na mensuração a valor justo desses títulos.

Assim como qualquer outra pesquisa científica, esta possui suas limitações. Portanto, todas as evidências apresentadas por esta pesquisa estão limitadas a metodologia utilizada, a amostra e ao período analisado. Por fim, ressalta-se que a presente pesquisa não teve a intenção de avaliar qual o melhor critério de mensuração, se valor justo ou custo histórico, mas o de avaliar se a mensuração a valor justo de ativos financeiros por empresas não financeiras fornece ao mercado de capitais brasileiro informações relevantes e ao mesmo tempo livres de vieses contábeis.

REFERÊNCIAS

AHMED, Anwer S.; MORTON, Richard M.; SCHAEFER, Thomas F. Accounting conservatism and the valuation of accounting numbers: Evidence on the Feltham-Ohlson (1996) model. **Journal of Accounting, Auditing & Finance**, v. 15, n. 3, p. 271-292, 2000.

AMIR, Eli; HARRIS, Trevor S.; VENUTI, Elizabeth K. A comparison of the value-relevance of US versus non-US GAAP accounting measures using form 20-F reconciliations. **Journal of Accounting Research**, p. 230-264, 1993.

BARTH, Mary E. Fair value accounting: Evidence from investment securities and the market valuation of banks. **Accounting Review**, p. 1-25, 1994.

BARTH, Mary E. Relative measurement errors among alternative pension asset and liability measures. **Accounting Review**, p. 433-463, 1991.

BARTH, Mary E.; BEAVER, William H.; LANDSMAN, Wayne R. The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. **Journal of accounting and economics**, v. 31, n. 1, p. 77-104, 2001.

BARTH, Mary E.; BEAVER, William H.; LANDSMAN, Wayne R. Value-relevance of banks' fair value disclosures under SFAS No. 107 (Digest Summary). **Accounting Review**, v. 71, n. 4, p. 513-537, 1996.

BOONE, Jeff P. Revisiting the reportedly weak value relevance of oil and gas asset present values: The roles of measurement error, model misspecification, and time-period idiosyncrasy. **The Accounting Review**, v. 77, n. 1, p. 73-106, 2002.

BROEDEL, A. L. **A informação contábil e o mercado de capitais**. São Paulo: Ed. Thomson, 2002.

BROOKS, Chris. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge university press, 2014.

CARROLL, T.; LINSMEIER, T. Fair value accounting: Evidence from closed-end mutual funds. **Unpublished manuscript, University of Iowa, Iowa City**, 2003.

CHOI, Byeonghee; COLLINS, Daniel W.; JOHNSON, W. Bruce. Valuation implications of reliability differences: the case of nonpension postretirement obligations. **Accounting Review**, p. 351-383, 1997.

COELHO, Antonio Carlos; AGUIAR, Andson Braga de; LOPES, Alexsandro Broedel. Relationship between abnormal earnings persistence, industry structure, and market share in Brazilian public firms. **BAR-Brazilian Administration Review**, v. 8, n. 1, p. 48-67, 2011.

COPELAND, T.E.; WESTON, J. F. **Financial theory and corporate policy**. 3rd ed. Reading: Addison Wesley, 1988.

DAHMAH, Firas N.; DURAND, Robert B.; WATSON, John. The value relevance and reliability of reported goodwill and identifiable intangible assets. **The British Accounting Review**, v. 41, n. 2, p. 120-137, 2009.

DECHOW, Patricia M.; HUTTON, Amy P.; SLOAN, Richard G. An empirical assessment of the residual income valuation model. **Journal of accounting and economics**, v. 26, n. 1, p. 1-34, 1999.

- DIETRICH, J. Richard; HARRIS, Mary S.; MULLER, Karl A. The reliability of investment property fair value estimates. **Journal of Accounting and Economics**, v. 30, n. 2, p. 125-158, 2000.
- EASTON, Peter D.; EDDEY, Peter H.; HARRIS, Trevor S. An investigation of revaluations of tangible long-lived assets. **Journal of Accounting Research**, p. 1-38, 1993.
- ECCHER, Elizabeth A.; RAMESH, Krishnamoorthy; THIAGARAJAN, S. Ramu. Fair value disclosures by bank holding companies. **Journal of Accounting and Economics**, v. 22, n. 1, p. 79-117, 1996.
- FARGHER, Neil; ZHANG, J. Ziyang. Changes in the measurement of fair value: Implications for accounting earnings. **Accounting Forum**, v. 38, n. 3, p.184-199, 2014.
- FÁVERO, L. P.; Belfiore, P.; Silva, F. L.; Chan, B. L. **Análise de Dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.
- FELTHAM, Gerald A.; OHLSON, James A. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities*. **Contemporary accounting research**, v. 11, n. 2, p. 689-731, 1995.
- GODFREY, Jayne; KOH, Ping Sheng. The relevance to firm valuation of capitalising intangible assets in total and by category. **Australian Accounting Review**, v. 11, n. 24, p. 39-48, 2001.
- GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria Básica-5**. McGraw Hill Brasil, 2011.
- HERBOHN, Kathleen; HERBOHN, John. International Accounting Standard (IAS) 41: what are the implications for reporting forest assets?. **Small-scale Forest Economics, Management and Policy**, v. 5, n. 2, p. 175-189, 2006.
- HOLTHAUSEN, Robert W.; WATTS, Ross L. The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. **Journal of accounting and economics**, v. 31, n. 1, p. 3-75, 2001.
- IUDÍCIBUS, Sérgio de; MARTINS, Eliseu. Uma investigação e uma proposição sobre o conceito e o uso do valor justo. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 18, n. spe, p. 09-18, 2007.
- JING, Li; LI, Bingjin. The Value-Relevance of Fair Value Measures for Commercial Banks: Evidences from the Chinese Bank Industries. **International Research Journal of Finance and Economics**, n. 60, 2010.
- KALLAPUR, Sanjay; KWAN, Sabrina YS. The value relevance and reliability of brand assets recognized by UK firms. **The Accounting Review**, v. 79, n. 1, p. 151-172, 2004.
- KHURANA, Inder K.; KIM, Myung-Sun. Relative value relevance of historical cost vs. fair value: Evidence from bank holding companies. **Journal of Accounting and Public Policy**, v. 22, n. 1, p. 19-42, 2003.
- LANDSMAN, Wayne R. Is fair value accounting information relevant and reliable? Evidence from capital market research. **Accounting and Business Research**, v. 37, n. sup1, p. 19-30, 2007.
- LAUX, Christian; LEUZ, Christian. **Did fair-value accounting contribute to the financial crisis?**. National Bureau of Economic Research, 2009.
- LIAO, Lin et al. Information asymmetry of fair value accounting during the financial crisis. **Journal of Contemporary Accounting & Economics**, v. 9, n. 2, p. 221-236, 2013.
- LIPE, Robert C. Fair valuing debt turns deteriorating credit quality into positive signals for Boston Chicken. **Accounting Horizons**, v. 16, n. 2, p. 169-181, 2002.
- LOPES, A. B.; Iudícibus, S. de (Coordenadores). **Teoria Avançada da Contabilidade**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2012.
- LOPES, Alexsandro Broedel; SANT'ANNA, Dimitri; COSTA, Fábio Moraes. A relevância das informações contábeis na Bovespa a partir do arcabouço teórico de Ohlson: avaliação dos modelos de Residual Income Valuation e Abnormal Earnings Growth. **Revista de Administra&cceuil; ão da Universidade de São Paulo**, v. 42, n. 4, 2007.

MACHADO, Márcio. A.; MACHADO, Mácia. R.; CALLADO, Aldo. L. C. Análise dinâmica e o financiamento das necessidades de capital de giro das pequenas e médias empresas localizadas na cidade de João Pessoa, PB: um estudo exploratório. **BASE–Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos**, v. 3, n. 2, p. 139-149, 2006.

MYERS, James N. Implementing residual income valuation with linear information dynamics. **The Accounting Review**, v. 74, n. 1, p. 1-28, 1999.

NELLESSEN, Thomas; ZUELCH, Henning. The reliability of investment property fair values under IFRS. **Journal of Property Investment & Finance**, v. 29, n. 1, p. 59-73, 2011.

OHLSON, James A. Earnings, book values, and dividends in equity valuation*. **Contemporary accounting research**, v. 11, n. 2, p. 661-687, 1995.

PETRONI, Kathy Ruby; WAHLEN, James Michael. Fair values of equity and debt securities and share prices of property-liability insurers. **Journal of Risk and Insurance**, p. 719-737, 1995.

POON, Wing W. Using fair value accounting for financial instruments. **American Business Review**, v. 22, n. 1, p. 39, 2004.

YANG, Ziyun; ROHRBACH, Kermit; CHEN, Shimin. The impact of standard setting on relevance and reliability of accounting information: lower of cost or market accounting reforms in China. **Journal of International Financial Management & Accounting**, v. 16, n. 3, p. 194-228, 2005.

ZENG, Xiaoqing et al. Value relevance of financial assets' fair values: Evidence from Chinese listed companies. **African Journal of Business Management**, v. 6, n. 12, p. 4445-4453, 2012.

Endereço dos Autores:

Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas - Campus I
Programa de Pós-Graduação em Contabilidade.
Cidade Universitária - Campus I
Castelo Branco - João Pessoa - PB
Tel.: (83) 3216-7492
CEP 58059-900