

## **CONSERVADORISMO E MENSURAÇÃO DAS PROPRIEDADES PARA INVESTIMENTO NO SETOR DE EXPLORAÇÃO DE IMÓVEIS**

### ***CONSERVATISM AND MEASUREMENT OF INVESTMENT PROPERTIES IN THE REAL ESTATE SECTOR***

#### **Fabiano Ferreira Batista**

Doutor em Ciências Contábeis – Universidade Federal da Paraíba  
Professor Adjunto II – Universidade Federal de Campina Grande  
Rodovia Governador Antônio Mariz, BR 230 – Km 466,5 – Jardim Santana, CEP: 58805-290,  
Sousa/PB.  
e-mail: fabianoferreirabatista@yahoo.com.br

#### **Edilson Paulo**

Doutor em Ciências Contábeis – Universidade de São Paulo  
Professor Associado II – Universidade Federal do Rio Grande do Sul  
Avenida João Pessoa, 52 - sala 44, Centro Histórico, CEP: 90040000 - Porto Alegre, RS –  
Brasil  
e-mail: edilson.paulo@ufrgs.br

#### **RESUMO**

Considerando a escolha contábil presente na IAS 40/CPC 28, no que diz respeito ao modelo de mensuração das Propriedades para Investimento (Custo Histórico ou Valor Justo), e a exclusão do conservadorismo do rol das características qualitativas, dado que a mesma seria incompatível com a neutralidade, o presente trabalho objetiva analisar se as empresas brasileiras do setor de Exploração de Imóveis apresentam números contábeis conservadores e se há diferença conforme modelo de mensuração escolhido. O setor foi escolhido dada a alta representatividade das Propriedades para Investimento em suas empresas e cujo reconhecimento podem ser afetados por práticas conservadoras. Nesse sentido, analisou-se as informações trimestrais no período entre o primeiro trimestre de 2010 e o primeiro trimestre de 2019, por meio dos modelos de conservadorismo e oportunidade de Basu (1997) e de Ball e Shivakumar (2005). Os resultados indicaram que as empresas do setor de Exploração de Imóveis não apresentaram indícios de conservadorismo e que não há diferença entre esse comportamento que possa ser atribuída à escolha contábil quanto ao modelo de mensuração das PPIs. Cabe ressaltar que, quando se utiliza o modelo do valor justo, majoritariamente a mensuração ocorre por meio de *inputs* não observáveis (nível 3 da hierarquia do valor justo), para a qual se atribui menor confiabilidade, o que poderia incentivar o gestor apresentar um relato mais conservador, visando atenuar possíveis descontos decorrentes por parte dos investidores. Assim, esta pesquisa apresenta evidências adicionais aos estudos anteriores, no sentido de que o valor justo é incompatível com a hipótese do conservadorismo o que, como consequência, pode resultar em redução da discricionariedade gerencial no reconhecimento assimétrico de perdas e que a mudança do custo histórico para o valor justo pode ser útil para as partes contratantes, pois é capaz de reduzir a vantagem informacional dos gestores e, conseqüentemente, aumentar a qualidade e a confiabilidade das demonstrações financeiras, isso porque o conservadorismo excessivo, prejudica diretamente a representação fidedigna dos números contábeis.

**Palavras-chave:** Conservadorismo. Oportunidade. Propriedades para Investimento. Valor Justo.

## **ABSTRACT**

Considering the accounting choice in IAS 40/CPC 28, regarding the Investment Property measurement model (Historical Cost or Fair Value), and the exclusion of conservatism from the list of qualitative characteristics, as it would be incompatible with Neutrality, the present work aims to analyze if Brazilian companies in the Real Estate Industry present conservative accounting numbers and if there is a difference according to chosen measurement model. The sector was chosen due to high representativeness of Investment Properties and whose recognition may be affected by conservative practices. In this sense, we analyzed the quarterly information in the period between first quarter of 2010 and first quarter of 2019, using models of conservatism and opportunity proposed by Basu (1997) and Ball and Shivakumar (2005). Results indicated that companies in the Real Estate industry did not show signs of conservatism and there is no difference between this behavior that can be attributed to accounting choice regarding the PPI measurement model. It is noteworthy that, when fair value model is used, most of measurement takes place through unobservable inputs (level 3 of the fair value hierarchy), for which less reliability is attributed, which could encourage the manager to present a report more conservative, with a view to mitigating possible discounts arising from investors. Thus, this research provides additional evidence from previous studies that fair value is incompatible with the conservatism hypothesis which, as a consequence, may result in a reduction in managerial discretion in the asymmetric recognition of losses and that change in historical cost to Fair value can be useful for contracting parties, as it can reduce managers' informational advantage and, consequently, increase the quality and reliability of financial statements, because excessive conservatism directly undermines reliable representation of accounting numbers.

**Keywords:** Conservatism. Timeliness. Investment Properties. Fair value.

## **1 INTRODUÇÃO**

Após algumas alterações na Estrutura Conceitual (*Conceptual Framework for Financial Reporting*), o *International Accounting Standards Board* (IASB) (2010) definiu a Relevância e a Representação Fidedigna na categoria de Características Qualitativas Fundamentais da informação contábil e a Oportunidade, Verificabilidade, Comparabilidade e Compreensibilidade como Características Qualitativas de Melhorias.

Percebe-se então que na Estrutura Conceitual vigente houve a retirada do Conservadorismo/Prudência (tratadas nesse trabalho apenas como Conservadorismo) como característica da informação contábil, sob a alegação de que a mesma estava sendo interpretada de forma incompatível com a neutralidade, que por sua vez é necessária para uma representação fidedigna (IASB, 2015), contrariando o objetivo de divulgar toda informação relevante, incorrendo, por sua vez, em informações com falsos sinais para seus usuários, chegando, conforme Penman e Zhang (2002), a gerar informações sobre lucro de baixa qualidade.

Tal supressão na Estrutura Conceitual recebeu, na época das discussões que a precederam, apoio por parte de alguns usuários, por acreditarem que o exercício do conservadorismo leva à uma maior subjetividade nas demonstrações financeiras, dificultando a avaliação do desempenho. Ao mesmo tempo, os opositores acreditavam que o conservadorismo é necessário para neutralizar o viés otimista que é natural nos gestores, alinhando os interesses destes com o dos acionistas e podendo reduzir o risco moral, além da demanda por estimativas mais conservadoras, demonstrada pela crise financeira (IASB, 2015).

Kam (1990) e Coelho e Lima (2008) comentam que um problema relacionado ao Conservadorismo se trata da subavaliação de ativos líquidos que, no momento de sua realização, resulta em lucros superavaliados. Outro ponto mencionado por Kam (1990) é que, embora haja conhecimento por parte dos usuários de uma tendência por práticas conservadoras, não se tem como determinar o montante em que um ativo possa estar subavaliado, por exemplo, colocando-os em desvantagem em relação aos *insiders*, além de provocar viés sistemático nas informações, ao invés de uma representação fidedigna.

Nesse contexto, insere-se as Propriedades para Investimentos (PPIs) que, no ano de 2010, teve o início da vigência do Pronunciamento Técnico do Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC) 28, alinhado com a *International Accounting Standards* (IAS) 40, em que se estabeleceu critérios para reconhecimento, mensuração e evidenciação desses ativos, até então não reconhecidos em separado, que se diferenciam do imobilizado, por exemplo, pela sua capacidade de gerar fluxo de caixa independente de outros ativos, seja através de aluguel ou da valorização.

A mensuração das PPIs pode ser afetada pelas práticas conservadoras por, pelo menos, três razões. Primeiro, porque na adoção inicial do CPC 28, no momento da reclassificação desses ativos, foi permitida a utilização do valor justo como custo atribuído (*deemed cost*) que passaria então a ser depreciado e submetido a teste de redução ao valor recuperável nos exercícios seguintes, podendo esse valor justo, dentro de um determinado intervalo de subjetividade, estar sujeito à algum viés, seja conservador ou não. Segundo, pelo fato de que, após o reconhecimento ou a reclassificação anteriormente mencionada, a norma faculta à empresa continuar a reconhecer esses ativos pelo custo histórico ou adotar o valor justo, com as variações desse último sendo reconhecidas no resultado.

Outra forma pela qual a mensuração das PPIs pode ser afetada por práticas conservadoras está ligada à indisponibilidade de mercado líquido para ativos não financeiros, o que aumentaria a discricionariedade relacionada à obtenção do valor justo (WATTS, 2003), face a escolha estratégica dos parâmetros nos modelos de avaliação, o que pode resultar em números conservadores, mesmo sob a escolha do valor justo, como forma de atenuar o desconto por parte dos investidores face à baixa confiabilidade do valor justo obtido via *mark-to-model* (nível 3 da hierarquia do valor justo) (BADIA et al., 2017).

O valor justo, em tese, considerando a disponibilidade de *inputs* confiáveis para a sua obtenção, apresenta-se incompatível com o conservadorismo pelo fato de precisar ser, em essência, imparcial, ao passo que o custo histórico, via perdas por *impairment*, requer o conservadorismo condicional (BADIA et al., 2017), podendo resultar em diferentes níveis de conservadorismo entre empresas de um mesmo setor, que pode ser explicada pela escolha exercida e, conforme alerta Kam (1990), conduzir os usuários à escolhas equivocadas, uma vez que não se sabe ao certo quanto os ativos estariam subavaliados.

Desse modo, seja na adoção inicial do CPC 28 por meio do custo atribuído, ou para os exercícios posteriores mediante a escolha pela mensuração das PPIs pelo valor justo, houve oportunidade para que a empresa detentora de tais ativos reconhecesse ganhos/perdas não realizados diretamente no seu resultado, proporcionando maiores oportunidades para comportamento agressivo, dada a subjetividade da avaliação ao valor justo quando inexistem mercado ativo.

Observa-se então que no setor de exploração de imóveis há uma predominância de ativos reconhecidos como PPIs e que, conseqüentemente, tiveram suas práticas contábeis significativamente afetadas pelo CPC 28. Sendo assim, avaliar se os números contábeis das empresas desse setor estão sendo conservadoras denota importância para os usuários, no sentido de estes terem *insights* sobre a qualidade dos números que estão sendo reportados, assim como da forma em que os ativos estão sendo avaliados.

Nesse sentido, o presente trabalho objetiva responder a seguinte questão-problema: **Os números contábeis das empresas brasileiras do setor de Exploração de Imóveis da BM&FBovespa (B3) apresentam comportamento conservador?**

Para responder a questão problema foi analisado o período compreendido entre primeiro trimestre de 2010 e primeiro trimestre de 2019 das empresas brasileiras de capital aberto do setor de Exploração de Imóveis, no sentido de verificar, além do conservadorismo no resultado, se há diferenças significativas entre o conservadorismo dos resultados das empresas que utilizaram o valor justo para o reconhecimento das PPIs em comparação com aquelas que utilizam o custo histórico. Adicionalmente foi analisada a oportunidade do lucro em reconhecer os eventos econômicos. Para tanto, utilizou-se de adaptações do modelo de Basu (1997) e de Ball e Shivakumar (2005), em que o primeiro assume como premissa que o resultado reflete mais tempestivamente os eventos econômicos desfavoráveis do que as boas notícias e o segundo analisa a reversibilidade dos resultados negativos de um período no período seguinte.

No que diz respeito as pesquisas sobre as PPI, se percebe em nível internacional e nacional abordagens relacionadas aos fatores que justificam a escolha entre os métodos (ANDRADE; SILVA; MALAQUIAS, 2013; BATISTA et al. 2013; COSTA; SILVA; LAURENCEL, 2013; EDELSTEIN; FORTIN; TSANG, 2012; ISRAELI, 2015; PINTO; MARTINS; SILVA, 2015; QUAGLI; AVALLONE, 2010; TAPLIN; YUAN; BROWN, 2014), o impacto da escolhas na assimetria (MULLER; RIEDL; SELLHORN, 2011), na comparabilidade (NAVARRO-GALERA; PÉREZ-LÓPEZ; RODRÍGUEZ-ARIZA, 2010), na confiabilidade (NELLESSEN; ZUELCH, 2011), no gerenciamento de resultados (CHEN et al. 2015; FARGHER; ZHANG, 2014; OLESEN; CHENG, 2011; PINTO, 2013; PINTO; PAIS, 2015), na volatilidade (AL-KHADASH; KHASAWNEH, 2014; AL-YASEEN; AL-KHADASH, 2011) e o maior volume de estudos se dedicaram a estudar a relevância dos números (AHMAD; ALADWAN, 2015; DANBOLT; REES, 2008; GONÇALVES, CONEGLIAM; CARMO, 2017; ISRAELI, 2015; MULLER; RIEDL; SELLHORN, 2015; OLESEN; CHENG, 2011), mas não se observa pesquisas que se destinem a investigar o impacto que o IAS40 exerceu sobre o conservadorismo contábil.

Desse modo, pesquisas relacionadas ao tema no contexto das entidades nas quais esses ativos são de grande representatividade, como o setor de exploração de imóveis, sobretudo em países cujo mensuração a valor justo foi implementada a partir do processo de convergência, podem agregar à literatura e constituir novas evidências, o que possibilitará a verificação do impacto das normas internacionais na qualidade da informação contábil. Conforme Santiago, Cavalcante e Paulo (2015, p.176), embora os órgãos reguladores, sob o ponto de vista teórico-conceitual, defendam que a informação contábil apresenta qualidade superior após a convergência, sob o aspecto prático faz-se necessário o desenvolvimento de estudos no sentido de monitorar até que ponto a qualidade idealizada vem sendo atingida, de modo que “a discussão sobre o nível de qualidade das informações contábeis não se constitui, ainda, matéria pacificada”.

No que trata especificamente da relevância de estudos do Conservadorismo para o Setor de Exploração de Imóveis, conforme já apresentado, faz necessário considerar que, ao mesmo tempo que o conservadorismo pode neutralizar o viés otimista do gestor, pode também resultar em ativos e lucros subavaliados, de modo que esse estudo contribui para os usuários interessados nesse setor, no sentido de fornecer evidências sobre a qualidade do lucro que vem sendo reportado, sobretudo de forma comparativa por escolha contábil, haja visto que ao passo que o custo histórico é apontado como uma medida mais conservadora, o valor justo apresenta-se como sendo incompatível com o conservadorismo, além de fornecer informações sobre o quão oportuno está sendo o lucro em incorporar o retorno da ação do período e sobre sua neutralidade em reconhecer ganhos e perdas simetricamente, ambas com igual rigor de verificabilidade, o que não acontece na hipótese de conservadorismo.

Os resultados indicaram que as empresas do setor de exploração de imóveis não apresentaram conservadorismo contábil e que não há diferença no comportamento conservador quanto ao modelo de mensuração das PPIs. Cabe ressaltar que, quando se utiliza o modelo do valor justo, majoritariamente a mensuração ocorre por meio de *inputs* não observáveis (nível 3 da hierarquia do valor justo), na qual se atribui menor confiabilidade, o que poderia incentivar o gestor apresentar um relato mais conservador, visando atenuar possíveis descontos decorrentes por parte dos investidores.

## **2 REVISÃO DA LITERATURA**

A qualidade da informação contábil está relacionada com a utilidade destas para seus usuários e, segundo Paulo (2007) e Dechow, Ge e Schrand (2010), pode ser observada como um conjunto de atributos, no sentido amplo, do qual fazem parte a persistência, o conservadorismo, o gerenciamento de resultados, a qualidade dos *accruals*, transparência, nível de *disclosure*, entre outros.

Ball, Kothari e Robin (2000) apontam o conservadorismo como sendo uma das principais dimensões (atributos) da qualidade da informação contábil, juntamente com a oportunidade. Watts (2003) e Ball e Shivakumar (2005) também consideram o conservadorismo como um importante atributo da informação contábil, responsável pela redução de custos de agência, além de conferir maior segurança aos usuários, uma vez que, segundo Hellman (2008), está ligado à exigência de confiabilidade na divulgação de eventos.

O conservadorismo é definido por Watts (2003) como sendo o reconhecimento de ganhos e perdas com um certo grau de diferença quanto a verificabilidade. Dessa forma, segundo Basu (1997), tem-se um resultado que reflete com maior rapidez os eventos econômicos desfavoráveis em detrimento daqueles favoráveis o que, como consequência, conduz a apresentação de diferenças entre os períodos, tanto na oportunidade (*timeless*) quanto na persistência dos resultados. Tal comportamento seria uma tendência dos contadores que exigem maior verificabilidade no reconhecimento de boas notícias, motivado por demandas relacionadas à assimetria entre as partes contratantes e a firma, representando, dessa forma, um mecanismo de governança corporativa.

Com relação as consequências do conservadorismo, Dechow, Ge e Schrand (2010) expõem que a persistência nos resultados os tornam *inputs* mais confiáveis para os modelos de avaliação, sendo de maior qualidade do que resultados menos persistentes.

Ball, Kothari e Robin (2000) comentam que o lucro é oportuno quando o mesmo incorpora o retorno da ação do período e que essa incorporação é influenciada pelo sistema legal do país, pela estrutura de capital, regulação, profissão contábil, aspectos tributários, entre outros fatores institucionais.

Dada a existência de conservadorismo assimétrico, tem-se perdas reconhecidas com menor rigor de verificabilidade, podendo esta ser revertida em períodos seguintes, e os ganhos, ao contrário, tendem a ser reconhecidos quando houver maior certeza de sua realização, dando ao mesmo caráter persistente e não reversível na mesma frequência que as perdas. Enquanto isso, os preços das ações refletem tanto as boas como as más notícias contemporaneamente (PAULO; ANTUNES; FORMIGONI; 2008).

Dessa forma, o conservadorismo assimétrico pode ser avaliado empiricamente por meio da relação do resultado contábil com o retorno da ação, verificando se há alteração de sensibilidade quando o retorno é negativo. Caso haja uma maior resposta do resultado contábil aos retornos negativos, uma vez que esse último exige menor verificabilidade para o seu reconhecimento, sendo reconhecido contemporaneamente no retorno e no resultado, diz-se que há indícios de práticas conservadoras. Conforme Chen et al. (2014), a aplicação desse tipo de conservadorismo é mais provável que seja transitória nos resultados, face às flutuações no conteúdo e momento em que as notícias econômicas se apresentem no período.

Especificamente com relação ao impacto das mensurações ao valor justo no conservadorismo, Shivakumar (2013) comenta que o conservadorismo implica em maior discricionariedade por partes dos gestores no reconhecimento de perdas e que estes podem usar essa discricionariedade para informar números mais atrativos, de forma que ao valor justo é imputada a função de limitar essa discricionariedade. Assim, mudar do custo histórico para o valor justo seria útil para as partes contratantes, uma vez que reduzia a vantagem informacional dos gestores e, conseqüentemente, aumentaria a qualidade e a confiabilidade das demonstrações financeiras (PINTO; PAIS; 2015).

Nessa mesma linha, Badia et al. (2017) comentam que as mensurações ao valor justo devem ser imparciais, incorporando simetricamente ganhos e perdas não realizados, ou seja, são incompatíveis com a premissa do reconhecimento assimétrico que sustenta o conservadorismo. Em contrapartida, as mensurações ao custo histórico, via perdas por *impairment*, requerem o conservadorismo condicional.

Desse modo, as mensurações ao valor justo, por considerarem tanto o reconhecimento oportuno de perdas econômicas como de ganhos, implicam em menor nível de conservadorismo e menor reconhecimento assimétrico de perdas em comparação aos lucros, permitindo inferir que, apesar de conter o otimismo dos gestores com relação à ganhos futuros e na geração de falsas expectativas, o conservadorismo excessivo prejudica diretamente a representação fidedigna dos números contábeis.

No entanto, no que tange à objetividade do valor justo, faz-se necessário considerar que, em um contexto em que inexitem mercados ativos para os elementos que estão sendo avaliados, dada a falta de negociação em mercado líquido, o valor justo passa a incorporar maior subjetividade, prejudicando a sua imparcialidade (BADIA et al., 2017).

Nessa mesma linha, Watts (2003) comenta que as mensurações a valor justo para ativos não financeiros implicam em discricionariedade excessiva, dada a utilização das avaliações *mark-to-model* que dependem essencialmente de projeções não verificáveis. Benston (2008) ratifica o posicionamento de Watts (2003) no sentido de que os problemas de implementação, quando inexistente mercado líquido, facilita a manipulação gerencial que, segundo Aboody, Barth e Kasznik (1999), acontece por meio da escolha estratégica dos parâmetros nos modelos de avaliação.

Desse modo, mesmo sendo o valor justo incompatível com o conservadorismo, diante da inexistência de mercados ativos, pode ocorrer de as empresas reportarem essas mensurações de forma conservadora objetivando atenuar o desconto por parte de investidores, face à baixa confiabilidade das mensurações ao valor justo, utilizando-se da discricionariedade em torno do processo de mensurações, atenuando as preocupações sobre as conseqüências adversas não intencionais dos requisitos contábeis de valor justo (BADIA et al.; 2017).

Com base no exposto, tem-se como hipótese de estudo:

**H<sub>1</sub>: Empresas que reconhecem as PPIs pelo valor justo apresentem resultados menos conservadores, em comparação aquelas empresas que optaram por manter as PPIs ao custo.**

Com relação as evidências empíricas sobre o tema, Ruch e Taylor (2015) revisaram a literatura contábil que examina os efeitos do conservadorismo contábil nas demonstrações financeiras e encontram que o conservadorismo alivia a assimetria de informação, reduz o custo da dívida do capital, torna a remuneração dos executivos mais sensível ao lucro contábil e induz a gestão a tomar decisões de investimento de maneira mais eficiente, indicando que o conservadorismo pode ser benéfico quando visto da perspectiva de contratação. Por outro lado, outros estudos analisados pelos mesmos autores encontraram que o conservadorismo reduz persistência e previsibilidade de ganhos, facilita o gerenciamento de resultados, reduz a precisão das previsões dos analistas e pode reduzir o *value relevance* dos lucros, o que indica que o conservadorismo pode ser prejudicial quando visto da perspectiva de avaliação. Os

autores concluem que as evidências parecem indicar que o conservadorismo contábil tem efeitos mais negativos sobre a qualidade dos lucros do que efeitos positivos.

Brito (2014), em estudo junto as empresas do setor agropecuário, entre 2007 a 2012, buscou verificar se com a adoção do CPC 29, que trata de Ativos Biológicos, houve impacto no conservadorismo. Os resultados encontrados não evidenciaram a prática do conservadorismo condicional após a adoção das IFRS, nem para o conjunto das empresas durante o período analisado.

Da mesma forma, Santiago et al. (2015), que analisaram o setor de Construção civil brasileiro, entre 2004 e 2015, face a adoção do CPC 17, que trata de Contratos de Construção, identificaram que tanto o conservadorismo como a persistência foram impactados negativamente após a adoção da referida norma.

Šodan (2015) investigou se a utilização do valor justo está relacionada com medidas de qualidade do lucro em países da Europa Oriental. O autor utilizou tanto as medidas individuais de persistência, previsibilidade, suavidade, qualidade dos *accruals*, *value relevance* e conservadorismo, como uma medida de qualidade dos lucros agregada formada com base nesses seis atributos. Encontrou evidências de que as empresas com maior exposição ao valor justo possuem menor nível de conservadorismo e, considerando os demais atributos, apresentam menor nível de qualidade agregada dos lucros.

Badia et al. (2017) analisaram empresas com ativos financeiros e que divulgaram informações sobre as mensurações ao valor justo, no período entre 2007 e 2014, objetivando analisar se os números apresentam indícios de conservadorismo, quando os ativos não são negociados em mercados líquidos (nível 3), dada a sua maior discricionariedade. Utilizando-se do modelo de Basu, os autores encontraram que empresas cujas mensurações ao valor justo utilizaram com maior frequência *inputs* do nível 3 apresentaram maior conservadorismo, se comparados aos demais níveis. Uma razão para isso seria atenuar as preocupações sobre consequências adversas não intencionais dos requisitos contábeis de valor justo. Essa diferença no conservadorismo apresentada pelos níveis em que o valor justo foi obtido são mais evidentes em empresas com ambientes informacionais mais pobres.

### **3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS**

O setor de exploração de imóveis foi escolhido pelo fato de apresentar um valor representativo de ativos reconhecidos como PPIs, ativos não financeiros cuja norma relativa (CPC 28) permite, como alternativa ao custo histórico, o reconhecimento pelo valor justo, com variações do valor reconhecidos diretamente no resultado que, a partir da escolha por esse modelo de mensuração, passa a incorporar ganhos/perdas econômicos ao resultado.

O período analisado foi o 1º trimestre de 2010, dada a adoção do CPC 28, ao 1º trimestre de 2019. A utilização dos dados trimestrais se justifica pela ausência de uma série histórica sobre as informações necessárias em base anual ampla que implicaria em problemas de micronumerosidade, aliado ao fato de que, segundo Givoly (2007), o uso de dados anuais pode influenciar, de forma indevida, a mensuração do conservadorismo, devido ao efeito agregação.

Foi identificado inicialmente 15 companhias listadas na BM&FBovespa (B3) no setor de exploração de imóveis, das quais quatro não possuíam ativos reconhecidos como PPIs, ficando a amostra final composta por 11 companhias. Salienta-se que algumas delas não apresentaram informações para todo o período analisado. Os dados foram coletados no banco de dados da Comdinheiro.

Para atender ao objetivo desse estudo, utilizou-se os modelos amplamente utilizados por pesquisadores que propõem captar o conservadorismo e a oportunidade. O primeiro dele foi o modelo proposto por Basu (1997) que considera a relação teórica entre resultado e retorno, no sentido de captar o conservadorismo assimétrico e objetiva avaliar a associação do resultado contábil de um período às perdas de valor da empresa.

$$\frac{EPS_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \alpha_2 R_{it} + \alpha_3 DR_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que:

$EPS_{it}$  = é o resultado por ação da empresa  $i$ , no tempo  $t$

$P_{it-1}$  = é o preço da ação da empresa  $i$ , no tempo  $t-1$ , 4 meses após o encerramento do período anterior

$DR_{it}$  = é uma *dummy* que assume valor igual a 1 se o retorno do período é menor que zero

$R_{i,t}$  = retorno da ação da empresa  $i$ , no tempo  $t$

Esse modelo, com base no conceito de conservadorismo assimétrico, parte da premissa que os resultados publicados refletem as perdas de forma mais oportuna que os ganhos, dada a maior exigência de verificabilidade para o reconhecimento desses últimos, incorrendo na assimetria do reconhecimento. Basu (1997) justifica tal ocorrência pela antecipação do valor das possíveis perdas futuras, diante do conhecimento de notícias de mau desempenho atual.

Segundo Basu (1997), do ponto de vista de séries temporais, a má notícia (*bad news*) reflete na demonstração do resultado atual, que vai aparecer como um choque transitório nos resultados. Os efeitos de uma boa notícia (*good news*), ao contrário, serão distribuídos em vários períodos futuros, sendo ganhos esperados e realizados. Assim, a boa notícia sobre eventos é suscetível de aparecer como choque persistente no fluxo de ganhos.

Conforme tratado na seção 2, objetivando analisar a relação entre resultado e retorno no sentido de captar o conservadorismo assimétrico, partiu-se do modelo de Basu (1997) (Equação 1), considerando a capitalização contínua em sua forma logarítmica, conforme Equação 2.

$$R_{it} = \ln \left( \frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) \quad (2)$$

Em que:

$R_{it}$  = é o Retorno da ação da empresa  $i$ , no tempo  $t$

$P_{it}$  = é o preço da ação da empresa  $i$ , no tempo  $t$ , 4 meses após o encerramento do trimestre

$P_{it-1}$  = é o preço da ação da empresa  $i$ , no tempo  $t$ , 4 meses após o encerramento do trimestre anterior

Objetivando analisar diferença no conservadorismo por escolha do modelo de mensuração das PPIs, adicionou-se ao modelo uma *dummy* criada para a identificação da escolha contábil (EC), que assume valor “0” quando foi feita a opção em continuar a reconhecer as PPIs pelo Custo Histórico interagindo com as variáveis do modelo primário, conforme Equação 3.

$$\frac{EPS_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \alpha_2 R_{it} + \alpha_3 DR_{it} * R_{it} + \alpha_4 EC_{it} + \alpha_5 EC_{it} * DR_{it} + \alpha_6 EC_{it} * R_{it} + \alpha_7 EC_{it} * DR_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$



As variáveis de interesse das Equações 1 e 3 são  $\alpha_3$  e  $\alpha_7$ , que por sua vez representam o coeficiente angular diferencial que captam a oportunidade dos retornos negativos e a magnitude do conservadorismo das empresas que adotaram o Valor Justo, respectivamente, para os quais se espera significância estatística e sinal positivo. Espera-se ainda  $\alpha_3 > \alpha_7$ , denotando que as empresas que optaram pelo valor justo apresentem menor conservadorismo do que aquelas que optaram pelo custo histórico, uma vez que tendem a reconhecer simetricamente os retornos negativos, utilizados como *proxy* para *badnews*.

O segundo modelo, resulta de uma adaptação feita por Ball e Shivakumar (2005) ao modelo de Basu e, ao relacionar a variação do resultado de períodos consecutivos, se propõe identificar o conservadorismo através das reversões do resultado de um período no período seguinte. Utilizou-se, para tanto, a adaptação feita por Mendonça et al., (2010) que, ao invés da variação do lucro escalonada pelo valor contábil do ativo, utilizou o Resultado por Ação (*Earnings per share - EPS*), objetivando minimizar possível viés de seleção.

$$\Delta EPS_{it} = \beta_0 + \beta_1 D\Delta EPS_{it-1} + \beta_2 \Delta EPS_{it-1} + \beta_3 D\Delta EPS_{it-1} * \Delta EPS_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Em que:

$\Delta EPS_{it}$  = é a variação do Resultado por Ação da empresa *i*, no tempo *t* em relação a *t-1*

$D\Delta EPS_{it-1}$  = é uma *dummy* que assume valor igual a 1 se a variação do Resultado por Ação do período *t-1* em relação a *t-2* é menor que zero

$\Delta EPS_{it-1}$  = é variação do Resultado por ação do período *t-1* em relação a *t-2*

Para tanto, a Equação 4 realiza o confronto entre os componentes transitórios do resultado, considerando a direção da variação do resultado do período anterior, de modo que, se há variação negativa, espera-se que no período subsequente haja um determinado nível de reversão das perdas reconhecidas, face à antecipação da perda induzida pelo diferencial de verificabilidade. Por outro lado, se a variação do resultado foi positiva, espera-se a persistência desse resultado, dado que o seu reconhecimento não ocorreu em detrimento da antecipação de ganhos econômicos.

Assim como foi feito na Equação 3, objetivando analisar especificamente o conservadorismo do resultado das empresas que optaram pelo valor justo foi adicionado ao modelo analítico original a *dummy* ( $EC_{i,t}$ ) da forma já definida nesse trabalho, resultando na Equação 5.

$$\Delta EPS_{it} = \beta_0 + \beta_1 D\Delta EPS_{it-1} + \beta_2 \Delta EPS_{it-1} + \beta_3 D\Delta EPS_{it-1} * \Delta EPS_{it-1} + \beta_4 EC + \beta_5 EC * D\Delta EPS_{it-1} + \beta_6 EC * \Delta EPS_{it-1} + \beta_7 EC * D\Delta EPS_{it-1} * \Delta EPS_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

As variáveis de interesse das Equações 4 e 5 são  $\beta_3$  e  $\beta_7$ , que por sua vez representam o coeficiente angular diferencial que aponta a oportunidade com a qual as perdas foram reconhecidas no geral e especificamente por empresas que optaram pelo Custo Histórico, respectivamente, para os quais se espera significância estatística e sinal negativo, denotado reversibilidade das perdas, dado ao seu menor rigor de verificabilidade.

Espera-se, portanto, que as empresas que optaram pelo custo histórico apresentem maior conservadorismo, representado pela reversão dos resultados negativos.

Após a definição dos modelos e dada a reduzida quantidade de observações de estudo, considerando que parte das empresas possuem informações incompletas para períodos mais antigos, optou-se pela abordagem de dados em painel, não balanceados, que, segundo Gujarati (2011), ao mesclar séries temporais com *cross-section*, estuda a influência de variáveis

explicativas sobre uma variável dependente para um conjunto de observações ao longo do tempo. Outra vantagem, segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), trata-se da redução de problemas de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Utilizou-se, para tanto, os softwares estatísticos Eviews e Gretl para estimação dos modelos e seus respectivos testes de especificação.

## 4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1 Validação do Modelo e Estatísticas descritivas

Considerando a existência de três abordagens distintas para a operacionalização da regressão com dados em painel, a *Pooled Ordinary Least Square* (POLS), efeitos fixos e efeitos aleatórios, com diferenças na estimação do intercepto, parâmetros das variáveis explicativas e constante, procedeu-se com os testes recomendados pela literatura para diagnosticar a melhor abordagem - Teste F-Chow, Breusch-Pagan e Hausman – conforme evidenciado na Tabela 1.

Para os modelos de Basu (*BA1 e BA2*) os testes apontaram a existência de efeitos fixos, já para os modelos de Ball e Shivakumar (*BS1 e BS2*) a estimação com efeitos aleatórios se mostrou mais apropriada.

Tabela 1

#### Validação dos Modelos

Testes de Especificação	Hipóteses	Modelos			
		<i>BA1</i>	<i>BA2</i>	<i>BS1</i>	<i>BS2</i>
Teste F-Chow	H <sub>0</sub> :POLS	7,08894***	7,91185***	0,7600	0,7018
	H <sub>1</sub> :Efeitos fixos				
Teste de Breusch-Pagan	H <sub>0</sub> : POLS	103,043***	-	-	-
	H <sub>1</sub> :Efeitos aleatórios				
Teste de Hausman	H <sub>0</sub> : Efeitos aleatórios	8,86809***	80,0631***	7,4507**	7,2312
	H <sub>1</sub> :Efeitos fixos				
Conclusão		Fixo	Fixo	Aleatório	Aleatório
	Teste de Não Linearidade <sup>a</sup>	0,0469	0,0698	0,4075	0,1054
	Ramsey RESET <sup>b</sup>	0,0275	0,1096	0,427	0,0359
	Durbin-Watson <sup>c</sup>	1,8684	1,9099	2,116	2,1016
	Teste de White <sup>d</sup>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	Jarque Bera <sup>e</sup>	0,0723	0,8693	0,0000	0,0000

Nota: Os testes de especificação encontram-se evidenciados por meio de suas respectivas estatísticas dos testes, cuja significância é apresentada por meio de Sobrescrito.

\* Se  $p < 0,10$ ; \*\* Se  $p < 0,05$ ; \*\*\* Se  $p < 0,01$

Fonte: Elaborado com base nos dados das empresas estudadas, disponíveis nas bases de dados do Economática®

\*Significativo a 10%. \*\*Significativo a 5%. \*\*\*Significativo a 1%.

<sup>a</sup> Testa a hipótese de existência de relação linear (apresentado o p-valor)

<sup>b</sup> Testa a hipótese de especificação adequada - não omissão de variáveis relevantes (apresentado o p-valor).

<sup>c</sup> Testa a hipótese de autocorrelação dos resíduos.

<sup>d</sup> Testa a hipótese de homocedasticidade, para os quais, havendo presença de heterocedasticidade, os erros-padrão foram estimados com correção para heterocedasticidade de White. Rejeitou-se ainda a hipótese de multicolineariedade, dado que todas as variáveis apresentaram estatística *variance inflation factor* (FIV) inferior a 10 (apresentado o p-valor).

<sup>e</sup> Testa a hipótese da normalidade dos resíduos (apresentado o p-valor). De acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas 403 observações, relaxou-se esse pressuposto, aliado ao fato de que os parâmetros não serão utilizados para realizar previsões (inferências).

Fonte: Elaborado com base nos dados das empresas estudadas, disponíveis nas bases de dados da ComDinheiro® (2019).

Quanto ao atendimento dos pressupostos do modelo, o teste de White indica que a hipótese de que as variâncias dos resíduos são homocedásticas pode ser rejeitada, ao nível de 1% para todos os modelos, de modo que os dados foram submetidos a winsorização entre 10 e 90%, reduzindo a influência de *outliers* na distribuição, além da estimação dos modelos com correção para heterocedasticidade de White (erros padrão robustos). Por meio do teste de Jarque-Bera, a hipótese de que os resíduos se distribuem normalmente foi rejeitada ao nível de significância de 1% para os modelos *BS1* e *BS2*. Não se observou indícios de autocorrelação dos resíduos (teste de Durbin-Watson). De todo modo, como o foco da regressão estimada é o de analisar apenas o coeficiente de variáveis específicas, ou seja, não é um modelo de previsão, esses pressupostos poderiam ser relaxados (Gujarati, 2011).

Na Tabela 2, apresenta-se as estatísticas descritivas relacionadas à caracterização da amostra, no que tange ao elemento patrimonial objeto de estudo, as Propriedades para Investimento (percentual em relação ao ativo total, nível da hierarquia do valor justo em que as avaliações ocorreram e origem do avaliador), e às duas variáveis demandadas pelos modelos (Retorno e Lucro por Ação), ambas apresentadas por escolha contábil (valor justo e custo histórico).

Tabela 2  
Estatísticas descritivas

		VJ	ESCOLHA CH	Total
<b>Observações</b>		165 40,94%	238 59,06%	403 100%
<b>%PPI em relação ao Ativo Total</b>	<b>Média</b>	76,77%	62,34%	68,31%
	<b>DP</b>	17,26%	19,92%	20,14%
	<b>Min.</b>	41,90%	5,99%	5,99%
	<b>Máx.</b>	93,97%	86,71%	93,97%
<b>Nível</b>	<b>1</b>	0,00%	0,00%	0,00%
	<b>2</b>	9,76%	0,00%	3,17%
	<b>3</b>	75,61%	100,00%	92,06%
	<b>2 e 3</b>	12,20%	0,00%	4,76%
<b>Avaliador</b>	<b>Interno</b>	29,03%	70,69%	50,51%
	<b>Externo</b>	70,97%	29,31%	49,49%
<b>Lucro por Ação</b>	<b>Média</b>	0,1224	0,2602	0,2035
	<b>DP</b>	1,3605	0,9856	1,1551
	<b>Min.</b>	-9,6283	-7,0401	-9,6283
	<b>Máx.</b>	4,3341	10,8203	10,8203
	<b>Assimetria</b>	-2,9439	3,6291	-0,6968
<b>Retorno</b>	<b>Média</b>	0,0041	0,0207	0,0139
	<b>DP</b>	0,1974	0,1454	0,1686
	<b>Min.</b>	-1,2380	-0,5628	-1,2380
	<b>Máx.</b>	0,6574	0,6296	0,6574
	<b>Assimetria</b>	-1,0872	0,0547	-0,7321

Fonte: Elaborado com base nos dados das empresas estudadas, disponíveis nas bases de dados da ComDinheiro® (2019)

Percebe-se, a partir dos números evidenciados na Tabela 2, uma predominância de empresas que continuam a avaliar as PPIs pelo custo histórico, embora esse número venha reduzido no decorrer do tempo, uma vez que se observou, em notas explicativas, mudança de escolha as empresas que optaram pelo custo histórico em direção ao valor justo. Notou-se ainda que empresas que optaram por avaliar pelo valor justo têm, em média, uma maior representatividade desses ativos, assim como apresentam um baixo desvio-padrão, possuindo entre 42% e 93% dos seus ativos reconhecidos como PPIs, ao contrário do que se observa para aquelas empresas que optaram pelo custo histórico.

Ocorre que, na maioria dos casos (mais de 90%), as avaliações ocorreram por meio de dados não observáveis (Nível 3), via Fluxo de Caixa descontados, sugerindo valores mais

subjetivos, nos quais o gestor tem voz ativa, seja na determinação dos benefícios econômicos futuros esperados, seja na determinação da taxa de desconto e vida útil. Nesse sentido, observou-se que as empresas que optaram pelo valor justo, recorreram à avaliadores externos para obtenção do valor justo das PPIs como atenuante dessa subjetividade.

Cabe ressaltar que, conforme Badia et al. (2017), as empresas que se utilizam de mensurações do valor justo em nível 2 ou 3 tendem a relatar números mais conservadores, utilizando-se da discricionariedade em torno do processo de avaliação, atenuando as preocupações com as consequências não intencionais dessa baixa confiabilidade, como o desconto no valor da empresa.

Os números observados ratificam o que apontam os estudos anteriores no sentido de que a indisponibilidade de mercados ativos para as PPIs, sobretudo em mercados de economia emergente, nos quais esses ativos fossem negociados com certa frequência que subsidiassem uma avaliação objetiva (nível 1 da hierarquia do valor justo), direciona as mensurações para o nível 3, com maior subjetividade em torno da avaliação, o que tende a ser visto como números de menor qualidade, dada a baixa confiabilidade, conforme relatam Michels (2017) e Muller et al. (2015).

Isto é, as empresas que optaram pelo custo histórico, e que utilizam o valor justo apenas para fins de divulgação, se utilizam, em sua maioria, de parâmetros e estimativas definidos internamente e sujeitos a interferência dos gestores. Os números evidenciados na Tabela 2 ratificaram esse posicionamento.

#### 4.2 Análise dos modelos de conservadorismo

Analisando a forma como o resultado contábil está refletindo as perdas e os ganhos econômicos, no sentido de verificar o conservadorismo, utilizando-se do modelo de Basu (Modelos *BA1* e *BA2*), encontrou-se os resultados evidenciados na Tabela 3.

Tabela 3  
Resultados para o modelo de Basu

	<i>BA1</i> <sup>1</sup>		<i>BA2</i> <sup>2</sup>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>p-valor</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>p-valor</i>
<i>DR</i>	0,0067	0,1660	0,0043	0,4682
<i>R</i>	0,0384	0,0678*	0,0166	0,5479
<i>DR*R</i>	0,0328	0,4278	0,0183	0,7382
<i>EC</i>			0,0275	0,0089***
<i>EC*DR</i>			0,0048	0,6351
<i>EC*R</i>			0,0308	0,4665
<i>EC*DR*R</i>			0,0568	0,4950
<i>Constante</i>	0,0134	0,0000***	0,0031	0,5267
<b>R<sup>2</sup> por dentro</b>		0,028012		0,0643
<b>Teste F (p-valor)</b>		0,0059		0,0059
<b>Observações</b>		403		403

$$^1 \text{EPS}_{it}/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \alpha_2 R_{it} + \alpha_3 DR_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$^2 \text{EPS}_{it}/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \alpha_2 R_{it} + \alpha_3 DR_{it} * R_{it} + \alpha_4 EC_{it} + \alpha_5 EC_{it} * DR_{it} + \alpha_6 EC_{it} * R_{it} + \alpha_7 EC_{it} * DR_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

\* Se  $p < 0,10$ ; \*\* Se  $p < 0,05$ ; \*\*\* Se  $p < 0,01$

Fonte: Elaborado com base nos dados das empresas estudadas, disponíveis nas bases de dados da ComDinheiro® (2019)

No modelo *BA1*, dada a falta de significância estatística de  $\alpha_1$  e  $\alpha_3$ , não se verificou a presença de conservadorismo nos resultados, uma vez que não se observou associação dos retornos negativos com o resultado do período. Confirma-se ainda a ausência de Conservadorismo no resultado quando se observa o coeficiente  $\alpha_2$  que, ao apresentar significância estatística, denota reconhecimento oportuno do retorno no resultado do período, não havendo, portanto, evidências de conservadorismo assimétrico, uma vez que tanto as *goodnews* quanto as *badnews* foram refletidas no resultado.

A estimação do modelo *BA2* também não resultou em coeficientes com significância estatística, de modo que não se identificou presença de conservadorismo, a partir do reconhecimento assimétrico de ganhos e perdas no resultado do exercício, nem de forma geral, nem a partir da escolha contábil feita quanto ao modelo de mensuração das PPIs. Apenas o coeficiente  $\alpha_4$ , relativo à *dummy* representativa da escolha contábil, mostrou-se significativo, no entanto a mesma não é variável de interesse. Cabe ressaltar que, a variável EC tem um coeficiente positivo e significativo, sugerindo a mensuração do PPIs ao valor justo tem maior conteúdo informacional para as empresas do setor de Exploração de Imóveis listadas na B3.

O modelo de Basu pressupõe o reconhecimento assimétrico entre *badnews* e *goodnews*, em que as primeiras seriam reconhecidas contemporaneamente no retorno e no resultado, ao passo que as *goodnews* seriam reconhecidas tempestivamente apenas no retorno. Em se tratando de mensuração ao valor justo, teoricamente, considerando um cenário ideal, não era de se esperar essa assimetria, haja vista que tanto os ganhos como as perdas são (deveriam ser) reconhecidos com o mesmo grau de oportunidade (embora haja evidências que sugerem que, em hipótese de baixa confiabilidade - mensurações no nível 3 da hierarquia do valor justo, as medidas de valor justo tendem a ser conservadoras para minimizar o desconto dos investidores, por exemplo Badia et al. (2017) e Muller et al.(2015).

Com base nisso, e considerando que para a variável de interesse do modelo de Basu (retornos negativos – RxDR -  $\alpha_3$ ) espera-se um sinal positivo (dado o seu reconhecimento tempestivo) e com coeficiente maior que aquele estimado para a variável retorno (cujo vetor compreende tanto retornos positivos e negativos) denotando essa maior tempestividade, o modelo *BA1* e *BA2* não apontaram evidências de conservadorismo assimétrico nem de forma geral, nem que fosse explicado pela escolha contábil.

Os resultados desse estudo vão na mesma direção do estudo de Brito (2014) que, apesar de se dedicar a estudar a adoção do CPC 29 que trata de ativos biológicos), sujeito a mensurações ao valor justo, também não encontrou evidências de prática de conservadorismo condicional após a adoção das IFRS e para o conjunto das empresas durante todo o período analisado. Aliado a isso, o estudo de Santiago et al. (2015), observou redução do conservadorismo após a adoção do CPC 17, para as firmas setor de construção civil no Brasil

Desse modo, infere-se que, apesar do valor justo estar intrinsecamente ligado ao conservadorismo, com a adoção do CPC 28, as empresas tiveram a opção de reconhecer as PPIs pelo valor justo na condição de custo atribuído (*deemed cost*) e, embora esse valor passasse a ser tratado como custo histórico a partir da reclassificação ocorrida naquele momento, sendo depreciado e sujeito a teste de recuperabilidade, houve a possibilidade para que as empresas revessem valor e vida útil daqueles ativos, impactando na formação dos lucros futuros, aliado ao fato de, periodicamente, estar avaliando esses mesmos ativos a valor justo, embora com finalidade apenas de divulgação em notas explicativas.

Em paralelo, tem-se as empresas que adotaram o valor justo com finalidade de reconhecimento, para as quais, pelo fato do valor justo mostrar-se incompatível com o conservadorismo, ao reconhecer simetricamente perdas e ganhos, também não se esperava tal comportamento, apesar de haver a possibilidade de relato de números conservadores na tentativa de atenuar descontos pelos investidores decorrentes da baixa confiabilidade atribuída

aos números obtidos de forma subjetiva, conforme alerta Badia et al. (2017) e Muller et al. (2015).

O modelo de Ball e Shivakumar, que analisa o conservadorismo por meio da reversão/incorporação dos resultados negativos, apontou incorporação das perdas reconhecidas em períodos anteriores no período corrente, dado que a variável de interesse do modelo BS1( $\beta_3$ ) mostrou-se significativa a 1%.

Quando se introduz a *dummy* para a Escolha Contábil e sua interação com as demais variáveis do modelo de Ball e Shivakumar, de modo a estimar especificamente a relação da variação do resultado do período  $t-1$  com a variação do tempo  $t$  das empresas que reconheceram as PPIs pelo valor justo em comparação com aquelas que continuaram com o modelo do custo histórico, não se observou significância estatística para a variável de interesse ( $\beta_7$ ), que se refere apenas às variações negativas.

Para esta variável, dado que para as mensurações ao valor justo ter-se-ia, em tese, menor nível de conservadorismo, portanto, sem reconhecimento assimétrico de perdas e ganhos, não era esperado reversão das variações negativas do resultado em comparação com aquelas empresas que permaneceram mensurando as PPIs pelo custo histórico.

Compatível com o previsto, não se encontrou evidências de reversibilidade das variações negativas do resultado de empresas que optaram pelo valor justo (dada a falta de significância estatística de  $\beta_7$ ). No entanto, ao se observar  $\beta_6$ , que apresenta a variação do resultado dessas mesmas empresas, independente do sinal dessa variação, observou-se a reversibilidade.

Tabela 3  
Resultados para o modelo de Ball e Shivakumar

MODELOS BALL E SHIVAKUMAR				
	BS1 <sup>1</sup>		BS2 <sup>2</sup>	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
$D\Delta EPS_{t-1}$	0,0257	0,6681	0,0396	0,5740
$\Delta EPS_{t-1}$	-0,6238	0,0000	-0,4190	0,0014***
$D\Delta EPS_{t-1} * \Delta EPS_{t-1}$	0,2648	0,0349**	0,1526	0,4266
$EC$			0,1017	0,2535
$EC * D\Delta EPS_{t-1}$			-0,0007	0,9959
$EC * \Delta EPS_{t-1}$			-0,3673	0,0439***
$EC * D\Delta EPS_{t-1} * \Delta EPS_{t-1}$			0,3193	0,2426
Constante	0,0508	0,1853	0,0158	0,7250
<b>R2 Ajustado</b>		0,2643		0,2713
<b>Teste F (p-valor)</b>		0,0000		0,0000
<b>Observações</b>		394		394

$$^1 \Delta EPS_{it} = \Delta EPS_{it} = \beta_0 + \beta_1 D\Delta EPS_{it-1} + \beta_2 \Delta EPS_{it-1} + \beta_3 (D\Delta EPS_{it} * \Delta EPS_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

$$^2 \Delta EPS_{it} = \beta_0 + \beta_1 D\Delta EPS_{it-1} + \beta_2 \Delta EPS_{it-1} + \beta_3 (D\Delta EPS_{it} * \Delta EPS_{it-1}) + \beta_4 EC_{it} + \beta_5 EC_{it} * DR_{it} + \beta_6 EC_{it} * R_{it} + \beta_7 EC_{it} * DR_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

\* Se  $p < 0,10$ ; \*\* Se  $p < 0,05$ ; \*\*\* Se  $p < 0,01$

Fonte: Elaborado com base nos dados das empresas estudadas, disponíveis nas bases de dados da ComDinheiro® (2019).

A reversibilidade apontada para as variações no resultado para as empresas que adotaram o valor justo é justificada pelo fato do valor justo das PPIs mudar de período a período e para o qual não há diferencial de verificabilidade, como acontece na hipótese de existência de conservadorismo. Desse modo, perdas e ganhos relacionados as PPIs são reconhecidos simetricamente e, portanto, podem ser revertidos no período seguinte caso haja alteração da expectativa anteriormente reconhecida, sempre com reflexo no resultado do período.

De modo geral, considerando ambos os modelos destinados a estudar o conservadorismo (Basu e Ball e Shivakumar) contemplados nesse estudo, os resultados evidenciaram que as empresas não apresentaram indícios de conservadorismo ( $\beta_3$ ) e que não há diferença entre esse comportamento que possa ser atribuída à escolha contábil quanto ao modelo de mensuração das PPIs ( $\beta_7$ ).

Percebe-se ainda que, embora haja uma predominância de mensurações em nível 3, para os quais Badia et al. (2017) comenta haver uma tendência de empresas nesse contexto relatarem números mais conservadores, na tentativa de atenuar o desconto dado pelos investidores às mensurações de valor justo de baixo nível, não encontrou-se evidências nesse sentido, haja vista que, mesmo nessas condições ponderadas pelos autores (conforme observado na Tabela 1), as empresas que mensuraram as PPIs pelo valor justo apresentaram reversão de resultados positivos em períodos seguintes ( $\beta_6$ ), o que contraria a hipótese de conservadorismo, para a qual, dado o diferencial de verificabilidade entre perdas e ganhos, é esperado maior prudência no reconhecimento de ganhos e, desse modo, as perdas reconhecidas é que tenderiam a ser revertidas, enquanto os ganhos tenderiam a virarem choques persistentes.

Os resultados encontrados nesse estudo confirmam a hipótese teórica levantada no sentido de que, conforme relata Badia et al. (2017) as mensurações ao valor justo devem ser imparciais, incorporando simetricamente ganhos e perdas não realizados, ou seja, são incompatíveis com a premissa do reconhecimento assimétrico que sustenta o conservadorismo.

Salienta-se ainda que, embora as empresas analisadas nesse estudo estejam sujeitas à outros eventos, e que o referido modelo não tem o potencial de isolar especificamente o efeito dos ganhos/perdas relativo a um ativo específico, pelo fato desse estudo ter se restringido ao setor de exploração de imóveis, de o ativo objeto da investigação ser bastante representativo no patrimônio dessas empresas, e ainda pelo fato de as variações do valor justo desses ativos afetar diretamente o resultado, sendo variações representativas, considera-se que a limitação do modelo não interfere nas inferências aqui realizadas.

## **5 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Considerando que a adoção das normas internacionais traria incremento à qualidade das informações contábeis e as discussões que envolvem a inclusão ou não do conservadorismo como um atributo desejável da informação contábil, aliado ao fato de que as companhias brasileiras do setor de exploração de imóveis, a partir de 2010, passaram a adotar o CPC 28 que traz como especificidade a escolha entre o método de custo ou valor justo para a mensuração das PPI, esse trabalho teve como objetivo investigar se essas empresas apresentam números contábeis conservadores no período pós-adoção do referido pronunciamento. Tal objetivo encontra justificativa na possibilidade deixada pelo CPC 28 de, no momento da reclassificação das PPIs, adotar o valor justo como custo atribuído e de, nas mensurações subsequentes, escolher entre custo e valor justo, dando margens para o reconhecimento de ganhos e perdas econômicas.

No que diz respeito aos modelos utilizados para aferir a respeito do conservadorismo dos resultados (Basu e Ball e Shivakumar) evidenciaram que as empresas do setor de exploração de imóveis não apresentaram indícios de conservadorismo e que não há diferença entre esse comportamento que possa ser atribuída à escolha contábil quanto ao modelo de mensuração das PPIs, apesar dessas últimas terem obtidos o valor justo, majoritariamente, por

meio de *inputs* não observáveis (nível 3 da hierarquia do valor justo) e a estes ser atribuída menor confiabilidade, que poderiam incentivar o relato conservador, visando atenuar possíveis descontos decorrentes por parte dos investidores.

Portanto, os resultados encontrados somam evidências aos estudos de Shivakumar (2013), Pinto e Pais (2015) e Badia et al. (2017) no sentido de que o valor justo é incompatível com a hipótese do conservadorismo o que, como consequências, pode resultar em redução da discricionariedade gerencial no reconhecimento assimétrico de perdas e que a mudança do custo histórico para o valor justo pode ser útil para as partes contratantes, pois é capaz de reduzir a vantagem informacional dos gestores e, conseqüentemente, aumentar a qualidade e a confiabilidade das demonstrações financeiras, isso porque o conservadorismo excessivo, prejudica diretamente a representação fidedigna dos números contábeis.

Apesar disso, não se pode descartar que, conforme alertam Badia et al. (2017), a mensuração de ativos não financeiros a valor justo, sobretudo em mercados de economia emergente, enfrentam o desafio de falta de *inputs* observáveis e, portanto, mais objetivos, que podem dificultar a obtenção do seu objetivo de limitar a discricionariedade do gestor, uma vez que nessas condições, ao se recorrer a *inputs* não observáveis o gestor tem voz ativa na determinação dos parâmetros de estimativas e pode utilizar em prol do alcance de objetivos particulares.

Por fim, ressalta-se que o presente estudo se limita ao período e à amostra estudada, além do pressuposto assumido de que os modelos utilizados para aferir acerca do conservadorismo cumprem o seu papel. Outra limitação desse estudo diz respeito ao número de observações que, por dependerem de um ativo específico, que não é comum é muitas empresas, e que só teve seu reconhecimento a partir do exercício de 2010, ainda é pequena, mas que não prejudica os resultados aqui encontrados no que tange aos graus de liberdade relacionados aos modelos utilizados.

Como sugestão para futuras pesquisas sugere-se a utilização de outras métricas de qualidade de forma comparativa ao conservadorismo, além de investigar como estas estariam relacionadas no contexto estudado.

## REFERÊNCIAS

ABOODY, D.; BARTH, M. E.; KASZNIK, R. Revaluations of fixed assets and future firm performance : Evidence from the UK. **Journal of Accounting & Economics**, v. 26, p. 149–178, 1999.

ANDRADE, M. E. M. C.; SILVA, D. M. DA; MALAQUIAS, R. F. Escolhas contábeis em Propriedades para investimento. **Revista Universo Contábil**, v. 9, n. 3, p. 22–37, 2013.

AHMAD, F. B. A.; ALADWAN, M. S. The Effect of Fair Value Accounting on Jordanian Investment Properties An Empirical Study on Jordanian Listed Real Estate Companies. **International Journal of Financial Research**, v. 6, n. 4, p. 99–113, 2015.

AL-KHADASH, H. A.; KHASAWNEH, A. Y. The Effects of the Fair Value Option under IAS 40 on the Volatility of Earnings. **Journal of Applied Finance & Banking**, v. 4, n. 5, p. 95–113, 2014.

AL-YASEEN, B. S.; AL-KHADASH, H. A. Risk relevance of fair value income measures under IAS 39 and IAS 40. **Journal of Accounting in Emerging Economies**, v. 1, n. 1, p. 9–32, 2011.



BADIA, M. et al. Conditionally conservative fair value measurements. **Journal of Accounting and Economics**, v. 63, n. 1, p. 75–98, 2017.

BALL, R.; KOTHARI, S. P.; ROBIN, A. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 29, n. 1, p. 1–51, 2000.

BALL, R.; SHIVAKUMAR, L. Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. **Journal of Accounting and Economics**, v. 39, n. 1, p. 83–128, 2005.

BASU, S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting & Economics**, v. 24, p. 3–37, 1997.

BATISTA, F. F. et al. Uma análise da mensuração e evidenciação de Propriedades para Investimento nas companhias brasileira do Setor de Exploração de Imóveis. **Revista Ambiente Contábil**, v. 5, n. 1, p. 281–299, 2013.

BRITTO, W. S. F. **Análise do Conservadorismo Condicional nas Empresas cotadas na BM&FBOVESPA que possuem ativos biológicos** Encontro da ANPAD - EnANPAD, 38. Rio de Janeiro/RJ: [s.n.].

CHEN, L. H. et al. Accounting Conservatism, Earnings Persistence, and Pricing Multiples on Earnings. **Accounting Horizons**, v. 28, n. 2, p. 233–260, nov. 2013.

CHEN, C. et al. **Earnings management, firm Location, and financial reporting discretion: An analysis of fair value reporting for investment property in an emerging market**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<https://goo.gl/PqasLK>>. *CEUR Workshop Proceedings* (Vol. 1542). <http://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>. 2015

COELHO, A. C. D.; LIMA, I. S. Conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil: comparação entre companhias de capital fechado e companhias de capital aberto. **Revista Universo Contábil**, v.4, n. 2, p. 22-41. 2008

COMITÊ DE PRONUNCIAMENTOS CONTÁBEIS [CPC]. Pronunciamento número 28 – Propriedades para investimento. 2009

COSTA, T. A.; SILVA, A. H. C.; LAURENCEL, L. C. Escolha de práticas contábeis : um estudo sobre propriedades para investimento em empresas brasileiras não financeiras de capital aberto. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 18, n. 1, p. 25–36, 2013.

DANBOLT, J.; REES, W. An Experiment in Fair Value Accounting: UK Investment Vehicles. **European Accounting Review**, v. 17, n. 2, p. 271, 2008.

DECHOW, P. M.; GE, W.; SCHRAND, C. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. **Journal of Accounting and Economics**, v. 50, n. 2–3, p. 344–401, 2010.

EDELSTEIN, R.; FORTIN, S.; TSANG, D. An International Exploration of Financial Reporting Practices in the Real Estate Industry. **International Real Estate Review**, v. 15, n.

3, p. 347–372, 2012.

FARGHER, N.; ZHANG, J. Z. Changes in the measurement of fair value: Implications for accounting earnings. **Accounting Forum**, v. 38, n. 3, p. 184–199, 2014.

GONÇALVES, K. A.; CONEGLIAM, L.; CARMO, C. H. S. Value Relevance Das Propriedades Para Investimento : Evidências Do Mercado De Capitais Brasileiro . **Contabilidade, Gestão e Governança**, v. 20, n. 1, p. 2–19, 2017.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 5ª ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

HELLMAN, N. Accounting Conservatism under IFRS. **Accounting in Europe**, v. 5, n. 2, p. 71–100, 1 dez. 2008.

INTERNACIONAL ACCOUNTING STANDARD BOARD [IASB] “Conceptual Framework for Financial Reporting”. 2010. Disponível em <[www.iasb.org](http://www.iasb.org)>

\_\_\_\_\_. Basis for conclusions on conceptual framework for financial reporting. 2015. Disponível em: <<http://goo.gl/tdrUkc>>

ISRAELI, D. Recognition versus disclosure: evidence from fair value of investment property. **Review of Accounting Studies**, v. 20, n. 4, p. 1457–1503, 2015.

KAM, V. **Accounting Theory**. 2.ed. John Wiley & Sons: New York, 1990.

MENDONÇA, M. M. et al. O impacto da Lei Sarbanes-Oxley (SOX) na qualidade do lucro das empresas brasileiras que emitiram ADRs1. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 21, n. 52, p. 1–24, 2010.

MICHELS, J. Disclosure Versus Recognition: Inferences from Subsequent Events. **Journal of Accounting Research**, v. 55, n. 1, p. 3–34, 2017.

MULLER, K. A.; RIEDL, E. J.; SELLHORN, T. Mandatory fair value accounting and information asymmetry: Evidence from the european real estate industry. **Management Science**, v. 57, n. 6, p. 1138–1153, 2011.

MULLER, M. A.; RIEDL, E. J.; SELLHORN, T. Recognition versus disclosure of fair values. **Accounting Review**, v. 90, n. 6, p. 2411–2447, 2015.

NAVARRO-GALERA, A.; PÉREZ-LÓPEZ, M. C.; RODRÍGUEZ-ARIZA, L. Fair Value of Real Estate and Utility of Financial Statements of Construction Companies. **International Real Estate Review**, v. 13, n. 3, p. 323–350, 2010.

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

OLESEN, K.; CHENG, F. Convergence of accounting standards does not always lead to convergence of accounting practices: The case of China. **Journal of Business and Accounting**, v. 4, n. 1, p. 23–58, 2011.

PAULO, E.; ANTUNES, M. T. P.; FORMIGONI, H. Conservadorismo contábil nas companhias abertas e fechadas brasileiras. **RAE**, v. 48, p. 46–50, 2008.

PENMAN, S. H.; ZHANG, X. J. Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns. **Accounting Review**, v. 77, n. 2, p. 237–264, 2002.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: modelos e previsões**. 4. ed. Rio de Janeiro: Campus Elsevier, 2004.

PINTO, M. J. T.; MARTINS, V. A.; SILVA, D. M. Escolhas Contábeis: o Caso Brasileiro das Propriedades para Investimento. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 26, n. 69, p. 274–289, 2015.

PAULO, E. **Manipulação das Informações Contábeis: Uma análise teórica e empírica sobre os modelos operacionais de detecção de gerenciamento de resultados**. [s.l.] 269f. Vol.I. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo, São Paulo/SP, 2007.

PINTO, I. Asset value management in the Portuguese real estate sector. **Journal of International Accounting, Auditing and Taxation**, v. 22, n. 2, p. 86–97, 2013.

PINTO, I.; PAIS, M. C. Fair value accounting choice: empirical evidence from portuguese real estate investment funds. **Journal of European Real Estate Research**, v. 8, n. 2, p. 130–152, 3 ago. 2015.

QUAGLI, A.; AVALLONE, F. Fair Value or Cost Model ? Drivers of Choice for IAS 40 in the Real Estate Industry. **European Accounting Review**, v. 19, n. 3, p. 461–493, 2010.

RUCH, G. W.; TAYLOR, G. Accounting conservatism: A review of the literature. **Journal of Accounting Literature**, v. 34, p. 17–38, 2015.

SANTIAGO, J. S.; CAVALCANTE, P. R. N.; PAULO, E. Análise da Persistência e Conservadorismo no processo de convergência internacional nas empresas de capital aberto do setor de construção civil no Brasil. **Revista Universo Contábil**, v. 11, n. 2, p. 174–195, 2015.

ŠODAN, S. The Impact of Fair Value Accounting on Earnings Quality in Eastern European Countries. **Procedia Economics and Finance**, v. 32, n. 15, p. 1769–1786, 2015.

SHIVAKUMAR, L. The role of financial reporting in debt contracting and in stewardship. **Accounting and Business Research**, v. 43, n. 4, p. 362–383, 1 ago. 2013.

TAPLIN, R.; YUAN, W.; BROWN, A. The Use of Fair Value and Historical Cost Accounting for Investment Properties in China. **Australasian Accounting, Business and Finance Journal**, v. 8, n. 1, p. 101–113, 2014.

WATTS, R. L. Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. **Accounting Horizons**, v. 17, n. 3, p. 207–221, 2003.