

Impacto do reconhecimento de instrumentos financeiros mensurados a valor justo sobre a volatilidade do resultado

Impact of the recognition of financial instruments measured at fair value on net income volatility

Impacto del reconocimiento de instrumentos financieros medidos a un valor razonable sobre la volatilidad del resultado

Lais Manfiolli Figueira

Mestra em Controladoria e Contabilidade pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP)

Endereço: Avenida Bandeirantes, 3.900, Monte Alegre

CEP: 14.040-900 – Ribeirão Preto/SP – Brasil

E-mail: laismanfiolli@hotmail.com

Telefone: (16) 3315-0670

Marcelo Augusto Ambrozini

Doutor em Administração de Organizações pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP)

Professor do Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade (PPGCC) e

Professor-Associado do Departamento de Contabilidade da Faculdade de Economia,

Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP)

Endereço: Avenida Bandeirantes, 3.900, Monte Alegre.

CEP: 14.040-900 – Ribeirão Preto/SP – Brasil.

E-mail: marceloambrozini@yahoo.com.br

Telefone: (16) 3315-0206

Artigo recebido em 25/08/2017. Revisado por pares em 25/02/2019. Reformulado em 19/03/2019. Recomendado para publicação em 20/03/2019 por Carlos Eduardo Facin Lavarda (Editor-Chefe). Publicado em 31/03/2019.

Resumo

Visando verificar se o reconhecimento de instrumentos financeiros mensurados a valor justo no resultado levou a uma maior volatilidade dos lucros contábeis, adotou-se testes estatísticos que analisaram a diferença entre as variâncias dos lucros líquidos que consideram instrumentos financeiros avaliados a valor justo e a custo histórico amortizado, no período entre 2010 e 2016, das empresas brasileiras de capital aberto não financeiras e Bancos com maior Presença em Bolsa. Após analisar o efeito sobre o lucro líquido dos ganhos e perdas não realizados de instrumentos financeiros, constatou-se uma tendência a suavização, tanto para as empresas não-financeiras quanto para os Bancos, e não de aumento da volatilidade como argumentado pelos críticos a adoção do valor justo. Essa tendência pode apresentar um impacto positivo na avaliação dessas empresas pelo mercado de capitais e por credores, já que apresentam uma preferência por lucros consistentes ao longo do tempo, devido a sua aversão ao risco.

Palavras-Chave: Valor justo; Volatilidade; Suavização; Instrumentos financeiros

Abstract

In order to verify if the recognition of financial instruments measured at fair value through profit or loss leading to a greater volatility of accounting net incomes, this research adopted statistical tests that analyze the difference between as variances of net incomes that consider financial instruments at fair value and historical cost amortized, in the period between 2010 and 2016, of the Brazilian non-financial companies and banks with a greater Presence in Stock Market. After analyzing the effect of unrealized gains and losses on net income, there is a tendency for income smoothing, both for non-financial companies and for banks, there isn't for increased volatility as argued by critics for the adoption of fair value. This trend may have a positive impact on the valuation of companies by the capital market and by creditors, they have already showed a preference for consistent profits over time due to its risk aversion.

Keywords: Fair value; Volatility; Income smoothing; Financial instruments

Resumen

Con el fin de verificar si el reconocimiento de instrumentos financieros medidos a valor razonable en el resultado llevó a una mayor volatilidad de los beneficios contables, se adoptaron testes estadísticos que analizaron la diferencia entre las variaciones de los beneficios netos que consideran instrumentos financieros evaluados a valor razonable ya costo amortizado, en el período entre 2010 y 2016, de las empresas brasileñas de capital abierto no financieras y Bancos con mayor Presencia en Bolsa. Después de analizar el efecto sobre el beneficio neto de las beneficios y pérdidas no realizadas de instrumentos financieros, se constató una tendencia a suavización, tanto para las empresas no financieras y para los Bancos, y no de aumento de la volatilidad como argumentó por los críticos la adopción del valor razonable. Esta tendencia puede tener un impacto positivo en la evaluación de estas empresas por el mercado de capitales y los acreedores, ya presentan una preferencia por beneficios consistentes a lo largo del tiempo, debido a su aversión al riesgo.

Palabras clave: Valor razonable; Volatilidad; Suavización; Instrumentos financieros

1 Introdução

A contabilização a valor justo não é algo novo, entretanto, esse assunto tem sido colocado em discussão nas últimas décadas devido aos movimentos do *Financial Accounting Standards Board* (FASB) e do *International Accounting Standards Board* (IASB) para um avanço nas orientações quanto a aplicação desse método de mensuração (EMERSON; KARIM; RUTLEDGE, 2010). Barth (1994), Barth, Bearver e Landsman (1996) e Landsman (2007) ressaltam que um dos maiores problemas dessa metodologia consiste em erros na estimação do

valor justo, que podem ser provocados pela possível subjetividade empregada nos cálculos. Entretanto, Barth (1994) e Barth, Beaver e Landsman (1996) também afirmam que caso essa estimação seja feita com acurácia, a informação contábil a valor justo pode ser mais relevante que a gerada pelo custo histórico.

A literatura destaca que um dos principais motivos de o FASB não se alinhar com o IASB seria o uso do valor justo para mensurar alguns tipos de instrumentos financeiros, uma vez que essa prática pode conferir maior volatilidade aos resultados das empresas, impactando seu desempenho no mercado de capitais (HAIL; LEUZ; WYSOCKI, 2010a). Há muitos críticos à adoção dessa prática de mensuração a valor justo pelos Estados Unidos (EUA), tanto no ambiente empresarial quanto no sistema bancário e nos órgãos reguladores. Tal crítica se embasa no receio de que a mensuração a valor justo traria toda a volatilidade dos mercados financeiros aos balanços patrimoniais e que, conseqüentemente, isso afetaria o desempenho das ações. Esta crença está baseada no fato de que o mercado de capitais americano apresenta uma alta volatilidade devido ao grande volume de recursos disponíveis e das movimentações realizadas (GEBHARDT, 2012).

Dentre esses críticos ao alinhamento do FASB com o IASB, destaca-se Alan Greenspan, *chairman* do *Federal Reserve Board* dos Estados Unidos (FED) entre 1987 e 2006, que foi contrário a adoção do valor justo nos balanços das instituições financeiras justamente pela possibilidade de que essa volatilidade das demonstrações contábeis pudesse afetar negativamente o mercado financeiro. Em 2008, com as quebras de Bancos como o Lehman Brothers e o Bearn Sterns, foi aventada a hipótese de que, caso todos os instrumentos financeiros fossem avaliados por meio da marcação a mercado, teria sido apurada uma perda possivelmente superior a realmente incorrida. Além disso, os preços das ações poderiam ter sido mais drasticamente afetados pela percepção da maior volatilidade nos resultados das empresas, podendo levar a uma quebra de todo o sistema financeiro norte-americano (WHALEN, 2008; LAUX; LEUZ, 2009; PWC, 2009; JAGER, 2014).

No entanto, o ponto de vista contrário baseia-se no argumento de que a utilização do valor justo seria uma forma de melhor representar a posição patrimonial das empresas, gerando uma representação mais fidedigna da situação financeira das organizações (BARTH, 1994; BARTH; BEAVER; LANDSMAN, 1996; LANDSMAN, 2007; POWER, 2010). Essa representação mais fidedigna poderia causar uma maior cobrança por parte do mercado em geral e dos demais usuários da informação contábil, tais como investidores e credores existentes e potenciais, quanto a uma gestão mais conscienciosas dos instrumentos financeiros, respaldando assim ações mais responsáveis por parte dos administradores.

Barth, Beaver e Landsman (1997) e Healy e Palepu (2001) afirmam que a assimetria de informação entre usuários primários e os gestores de uma empresa pode causar uma avaliação equivocada do preço das ações de uma empresa, o qual pode ser superestimado ou subestimado (BARTH; BEAVER; LANDSMAN, 1997; HEALY; PALEPU, 2001). Outrossim, caso todas as empresas adotassem essa prática, o mercado se ajustaria, após certo tempo de aprendizagem, não prejudicando o desempenho do preço das ações, a menos que os gestores incorressem em decisões de investimento e captação adversas aos interesses da empresa.

Essa perspectiva de que a mensuração a valor justo de um ativo ou passivo que tenha contrapartida em conta de resultado pode provocar um aumento na volatilidade do lucro pode, inicialmente, parecer óbvia. Todavia, caso esse item de ativo ou passivo seja um instrumento financeiro com a finalidade de *hedge* de um outro valor de resultado, em outras palavras, seja utilizado com o intuito de proteção ao risco de outro item de resultado com alta volatilidade, esse efeito deveria ser justamente o oposto, pois essa avaliação a valor justo do instrumento deveria reduzir a volatilidade dos resultados, suavizando os resultados ao inibir a volatilidade do item *hedgeado*, caso esse *hedge* esteja tendo o efeito esperado. O aumento ou não da volatilidade dos resultados poderia ser decorrente não somente do comportamento dos

mercados, mas também da intenção e da estratégia financeira dos gestores da organização ao utilizar um instrumento financeiro, uma vez que essa intenção pode ser refletida na classificação contábil adotada para o instrumento e, conseqüentemente, a sua forma de mensuração e reconhecimento.

Dessa forma, na literatura pode-se detectar as pesquisas de Barth, Landsman e Wahlen (1995), Song (2008), Zhang (2009), Fiechter (2011) e Duh, Hsu e Alves (2012) que realizaram análises relativas ao impacto de instrumentos financeiros a valor justo na volatilidade dos resultados contábeis com base na argumentação de que esse método de mensuração poderia provocar um aumento dessa volatilidade. Como um contraponto, Barton (2001), Pincus e Rajgopal (2002), Enria et al. (2004), Gebhardt, Reichardt e Wittenbrink (2004), Kilic et al. (2013) e Choi, Mao e Upadhyay (2015) apresentaram a mesma investigação, entretanto sob a essa ótica de que instrumentos financeiros reconhecidos a valor justo poderiam estar suavizando o lucro ao coibirem a volatilidade de outro elemento do lucro o qual estaria sendo objeto de *hedge* desses.

Contudo, exceto Barth, Landsman e Wahlen (1995), esses estudos não isolaram o efeito dos ganhos e perdas não realizados devido a mensuração do valor justo desses instrumentos financeiros no resultado. Assim, possíveis impactos na volatilidade detectados podem ter sido decorrentes de variações de outros elementos presentes no lucro. Já Barth, Landsman e Wahlen (1995) propuseram a aplicação do Teste-*F* de forma a comparar a variância dos lucros que consideravam esse ajuste a valor justo, assim como aqueles não o consideravam, realizando o isolamento desse efeito dos instrumentos para realizar tais análises.

Dessa forma, Barth, Landsman e Wahlen (1995) verificaram que o lucro com base no valor justo é mais volátil do que aquele baseado em custos históricos. Entretanto os preços das ações não refletiram essa volatilidade incremental, ou seja, o preço das ações não evidenciou esse potencial aumento do risco. Porém os dados utilizados por estes pesquisadores foram oriundos de informações evidenciadas em notas explicativas, o que pode justificar essa não internalização da volatilidade pelos preços das ações, uma vez que a informação evidenciada em texto por notas explicativas tem um poder inferior que a reconhecida em balanço no processo de tomada de decisão do mercado (MOHD, 2005). Isso ocorre devido ao fato de que a coleta e utilização desse tipo de informação é mais dispendiosa do que o uso de valores reconhecidos nas demonstrações financeiras primárias (MOHD, 2005). Além disso, Barth, Landsman e Wahlen (1995) analisaram somente a volatilidade em relação ao valor justo de títulos de investimento, pois eram os únicos dados disponibilizados pelas instituições financeiras que compunham a amostra. Os demais instrumentos financeiros, inclusive os derivativos, foram ignorados pela pesquisa.

Portanto, observa-se que foram identificadas pesquisas anteriores que exploraram a existência ou não de volatilidade nos resultados das empresas com a adoção da mensuração instrumentos financeiros a valor justo. Todavia, ou os modelos utilizados não isolaram o efeito dos ganhos e perdas não realizados oriundos da mensuração a valor justo no resultado ou esses valores analisados foram, somente, evidenciados em notas explicativas sem que esses fossem reconhecidos em balanço, o que poderia explicar a não internalização dessa informação pelo mercado, ou por meio de experimento controlado. Isso pode não ter representado o que de fato ocorreu no mercado de capitais. Com isso, surge aqui a seguinte questão: O reconhecimento e a mensuração a valor justo de instrumentos financeiros aumentam a volatilidade do resultado contábil?

Essa pesquisa tem o intuito de responder essa pergunta no contexto brasileiro, uma vez que o Brasil optou pela adoção completa e obrigatória das normas IFRS pelas sociedades anônimas a partir de 2010. Para isso, foram consideradas as características peculiares do Brasil, como a quantidade de empresas cujo capital é aberto e o volume financeiro movimentado pela bolsa de valores brasileira, ou seja, os parâmetros do desenvolvimento do mercado financeiro

desse país. Destarte, surge uma segunda questão de pesquisa: Com a adoção das normas IFRS no tocante à mensuração e reconhecimento dos instrumentos financeiros pelo valor justo, houve uma maior volatilidade dos resultados das empresas brasileiras de capital aberto?

Para realizar essas verificações foi feito um levantamento dos dados das empresas brasileiras de capital aberto que possuíam instrumentos financeiros mensurados a valor justo no período compreendido entre 2010 e 2016, nos sete anos posteriores a adoção completa das normas internacionais de contabilização pelo Brasil. Por meio desses dados e com base no modelo proposto por Barth, Landsman e Wahlen (1995), foi verificada a diferença entre a variância do lucro líquido que considera ganhos e perdas não realizados oriundos da avaliação de instrumentos financeiros a valor justo e a variância do lucro líquido que não considera esses ganhos e perdas não realizados visando identificar ou não a existência de volatilidade.

Dessa forma, essa pesquisa buscou averiguar a afirmação dos críticos à contabilidade pelo justo valor para instrumentos financeiros quanto aos seus efeitos potenciais sobre a volatilidade dos lucros. Contudo, para o caso brasileiro, verificou-se uma tendência a suavização dos lucros pelo reconhecimento de ajustes do valor justo no resultado, tanto para a amostra de empresas não-financeiras como a de Bancos, e não de aumento na volatilidade, como era temido e prenunciado por tais críticos.

2 Estudos Anteriores sobre a Volatilidade decorrente da mensuração a Valor Justo de Instrumentos Financeiros

Duas vertentes podem ser observadas na literatura que examina o impacto da mensuração a valor justo sobre a volatilidade dos resultados. Parte da literatura analisa essa relação sob a lente da suavização dos lucros, apresentando a ideia de que instrumentos financeiros são normalmente utilizados como mecanismos de alisamento dos resultados e que o reconhecimento de seu valor justo reduziria a volatilidade (BARTON, 2001; PINCUS; RAJGOPAL, 2002; KILIC et al., 2013; CHOI; MAO; UPADHYAY, 2015). Outra parte está preocupada com incursão dos riscos presentes no mercado nos valores contábeis reconhecidos, discutindo suas consequências e buscando entender qual a percepção de risco dos usuários a respeito dessas novas informações contábeis (BARTH; LANDSMAN; WHALEN, 1995; SONG, 2008; ZHANG, 2009; FIECHTER, 2011; DUH; HSU; ALVES, 2012).

Discussões a respeito das consequências de uma normatização que orientasse o uso do valor justo para instrumentos financeiros ocorreram nas últimas duas décadas. Há o argumento de que a adoção do valor justo para instrumentos financeiros provocaria o reconhecimento de perdas excessivas, criando um cenário de incerteza em relação à qualidade dos ativos detidos pelas instituições financeiras durante períodos de crise financeira (WILSON et al., 2010). No entanto, outros afirmam que, na prática, muitos ativos continuam a ser avaliados por valores históricos, o que reduz a transparência e a incerteza. Esses autores defendem que o valor justo reflete o valor de mercado dos ativos e passivos permitindo que os investidores exerçam a disciplina de mercado sobre tais instituições (BARTH, 2004; HODDER; HOPKINS; WAHLEN, 2006; WILSON et al., 2010).

Mas a mais polêmica das argumentações seria que a contabilização a valor justo teria efeitos pró-cíclicos, pois o uso desse método de mensuração provocaria um excesso de volatilidade aos valores reconhecidos de ativos e passivos impactando, conseqüentemente, a volatilidade dos resultados das demonstrações financeiras (TAYLOR; GOODHART, 2004; ALLEN; CARLETTI, 2008; PLANTIN; SAPRA; SHIN, 2008; RYAN, 2008; LAUX; LEUZ, 2009; WILSON et al., 2010). Além disso, períodos de reconhecimento de grandes perdas pontuais não realizadas, devido a *hedges* inicialmente ineficazes ou a especulações inicialmente sem sucesso, poderiam refletir nas demonstrações um risco momentâneo que poderia não ser traduzido como uma incapacidade de atender aos compromissos futuros - risco de insolvência

-, caso essas transações obtivessem resultados realizados positivos ao serem concluídas (ALLEN; CARLETTI, 2008).

2.1 Reconhecimento de Instrumentos Financeiros Mensurados a Valor Justo como Causador da Volatilidade dos Resultados Contábeis

Motivados por esses debates constantemente presentes no mercado, Barth, Landsman e Whalen (1995) realizaram um estudo empírico visando analisar as possíveis consequências relativas a volatilidade, transgressões ao capital regulatório e impacto de mudanças na taxa de juros sobre as expectativas de fluxos de caixa futuros, caso o valor justo de títulos fosse reconhecido nas demonstrações financeiras primárias. Para isso, utilizaram uma amostra de dados anuais compreendendo o período de 1971 a 1990, de 137 Bancos presentes no *Compustat Annual Bank Tape* em 1990. Como os instrumentos financeiros não eram reconhecidos a valor justo durante esse período de análise, Barth, Landsman e Whalen (1995) estimaram esses valores dos títulos de investimento e os seus decorrentes ganhos e perdas não realizados para que fosse possível realizar esses testes.

O efeito da variação do valor justo de instrumentos financeiros sobre a volatilidade dos resultados foi verificado por meio de um modelo estatístico que relacionava a variável endógena “variância do lucro líquido acrescido dos ganhos e perdas não realizados” em consequência da mensuração de instrumentos financeiros a valor justo com as variáveis exógenas “variância do lucro líquido com instrumentos financeiros a custo histórico amortizado”, “variância dos ganhos e perdas não realizados” causados pela variação do valor justo de instrumentos financeiros e duas vezes a covariância dessas duas variáveis (BARTH; LANDSMAN; WAHLEN, 1995). Assim a volatilidade dos resultados poderia ser afetada pelo valor justo por meio da volatilidade dos ganhos e perdas oriundos desse método de avaliação, da correlação entre a volatilidade desses ganhos e perdas com a volatilidade do lucro líquido baseado na mensuração a custo histórico amortizado e do sinal dessa correlação.

Dessa forma, os autores constataram que o valor justo afetou a volatilidade dos resultados. Contudo essa volatilidade incremental não afetou o apreçamento das ações por parte dos usuários da informação. Barth, Landsman e Whalen (1995) também verificaram que a contabilização a valor justo violaria mais frequentemente os requisitos de capital regulatório que a contabilização a custo histórico, para o período analisado. E que mudanças nas taxas de juros, que resultam em alterações do valor justo mensurado para instrumentos financeiros, são refletidas nos preços das ações dos Bancos.

Após a divulgação desse trabalho seminal, surgiram algumas outras pesquisas que analisaram a volatilidade decorrente da aplicação do valor justo sob o mesmo tipo de argumentação, como Song (2008), Zhang (2009), Fiechter (2011) e Duh, Hsu e Alves (2012).

Zhang (2009) examinou o efeito da gestão de riscos de entidades não-financeiras norte-americanas mediante a alterações em três tipos de risco, risco de taxa de juros, risco cambial e risco do preço de commodities, sobre a volatilidade do lucro e a volatilidade do fluxo de caixa ao longo do tempo, entre 1996 e 1999. Para isso, o pesquisador analisou separadamente as entidades que apresentaram operações com derivativos caracterizadas como *hedges* eficazes (pois reduziram a exposição ao risco inerente), e as que apresentaram operações caracterizadas como *hedges* ineficazes ou especulações (pois não alcançaram o objetivo de diversificação do risco). Aquelas que possuíam *hedges* ineficazes ou especulações, apresentaram reduções significativas nos três tipos de risco, o que pôde sinalizar alterações nos incentivos da organização em relação a realização de tais operações. Por sua vez, não foram encontradas mudanças significativas naquelas empresas que apresentaram *hedges* eficazes.

Em consonância com essas alterações na exposição de risco encontradas, Zhang (2009) encontrou que, após a adoção da SFAS 133, a volatilidade do fluxo de caixa para as empresas

cujo *hedge* era ineficaz diminuiu significativamente em relação às empresas do outro grupo. Todavia, não encontrou evidências de alterações significativas na volatilidade dos lucros para nenhum dos grupos analisados, justificando que esse resultado pode ser consequência de uma melhora na gestão de risco de suas carteiras de derivativos por parte das empresas cujo *hedge* era ineficaz após a adoção da SFAS 133 (ZHANG, 2009).

Ao examinar os dados financeiros divulgados por 222 Bancos de 41 países para o período entre janeiro de 2006 e dezembro de 2007, pelas demonstrações financeiras de 2007, Fiechter (2011) averiguou que, diferentemente da literatura anterior que associava altos níveis de volatilidade com a contabilidade a valor justo, os Bancos que aplicaram essa metodologia de mensuração apresentaram menor volatilidade dos lucros do que outros Bancos que não a adotaram. Isso se deveu a característica opcional da aplicação do valor justo, de forma que os Bancos podem ter se aproveitado da flexibilidade contábil para realizar escolhas contábeis vantajosas que deduziram artificialmente a volatilidade de seus lucros. Para chegar a essas conclusões, Fiechter (2011) utilizou um modelo de regressão linear de mínimos quadrados ordinários (MQO) com dados em *cross-section*, em que a variável endógena (desvio-padrão dos lucros trimestrais, do primeiro trimestre de 2006 ao último de 2007), foi explicada pela variável exógena de interesse “*dummy* quanto a aplicação do valor justo com o intuito de amenizar o descasamento contábil” e variáveis de controle relacionadas à estrutura específica do balanço, às características operacionais das instituições financeiras e às diferenças específicas de cada país.

A estrutura específica do balanço foi representada pelo indicador médio da relação dos ativos mantidos para negociação pelos passivos mantidos para negociação, por ativos médios ponderados pelo risco, pela *dummy* relativa a utilização do *hedge accounting* de acordo com o IAS 39 e pelo indicador médio da relação dívidas com ativos. As características operacionais dos Bancos foram representadas pela *dummy* relativa a realização de operações regionais, pela *dummy* valendo 1 caso a atividade principal do banco fosse a concessão de empréstimos, pela medida de risco de mercado das ações (desvio-padrão anualizado dos retornos diários das ações do período amostral) e pela medida de risco cambial (desvio-padrão anualizado das variações diárias da taxa de câmbio, calculada pela relação da moeda local em relação ao dólar americano). As diferenças específicas de cada país foram então identificadas pela *dummy* para a identificação do país ao qual a instituição pertence e o termo de erro. Diferentemente da literatura anterior, Fiechter (2011) adotou os valores reconhecidos de ganhos e perdas a valor justo como *proxy*, e não o valor evidenciado em notas explicativas ou estimado pelos pesquisadores.

Complementarmente, Fiechter (2011) constatou empiricamente que um Banco pode ter influenciado a volatilidade de seus resultados por meio de escolhas contábeis relativas a forma de classificação e, conseqüentemente, de mensuração dos seus instrumentos financeiros. Ao comparar estatísticas encontradas para as variáveis de aplicação do valor justo para instrumentos financeiros com o *hedge accounting*, Fiechter (2011) percebeu que o coeficiente relativo ao valor justo apresenta uma significância e uma magnitude superiores ao do *hedge accounting*, concluindo assim que esse resultado pode sugerir que o uso do valor justo visando reduzir divergências contábeis foi uma ferramenta mais eficaz para reduzir a volatilidade dos resultados do que o *hedge accounting*.

A qualidade regulatória do país, a natureza passiva ou ativa do item mensurado, o tamanho dos Bancos e se pertence ou não ao Oriente Médio influenciariam a decisão de adotar o reconhecimento de instrumentos financeiros avaliados a valor justo, de acordo com Fiechter (2011). Já as variáveis quanto a ser auditado por uma Big-Four, o endividamento e a atividade operacional predominante realizada pelos Bancos também foram testadas em relação a essa decisão. Todavia obtiveram uma estatística explicativa não significativa.

Também sob a ótica do IAS 39, Gebhardt, Reichardt e Wittenbrink (2004) compararam

o impacto de mudanças nas taxas de juros da economia sobre demonstrações financeiras bancárias que simulavam a contabilização de instrumentos financeiros reconhecidos e mensurados a valor justo com demonstrações a valores históricos. Dessa forma, mostraram que, mesmo realizando operações de *hedge*, os lucros relatados pelos Bancos reportariam volatilidade. Outra constatação foi que o *hedge accounting* não se apresentava-se como uma boa solução para evitar esse impacto sobre os resultados, já que seria um artifício contábil para mitigar, até o encerramento da operação, o reconhecimento de ganhos e perdas do valor justo pelo resultado do exercício, tendo a informação de risco, variância, apresentada no resultado abrangente. Os autores concluíram que somente a mensuração a valor justo poderia transmitir o risco econômico subjacente e permitiria a comparabilidade entre as demonstrações de instituições bancárias diferentes. Posteriormente, Enria et al. (2004), pelo European Central Bank, deram continuidade ao trabalho de Gebhardt, Reichardt e Wittenbrink (2004) de examinar esses efeitos. Dessa vez, não somente sob flutuações na taxa de juros, mas também simulando alterações no risco de crédito e no risco de mercado. Ao constatarem que as informações a valor justo foram as que melhor reportaram aos usuários a real consequência econômica das transações financeiras realizadas e que o valor justo conferiria maior tempestividade às demonstrações, confirmaram os achados de Gebhardt, Reichardt e Wittenbrink (2004)

Com a aplicação da SFAS 159, que permitiu o reconhecimento de determinados instrumentos financeiros pela sua mensuração a valor justo, Song (2008) buscou testar se após a adoção do valor justo houve uma redução na volatilidade dos lucros. Todavia, ao analisar os resultados trimestrais do ano de adoção inicial para *holdings* bancárias, não encontrou estatísticas significativas que comprovassem empiricamente essa redução. Para essa análise, Song (2008) realizou um teste-*F* para comparar os desvios-padrão de um lucro sem ganhos e perdas não realizados devido ao valor justo com de um lucro com esses ganhos e perdas não realizados.

Uma vez que o FASB passou a permitir essa forma de contabilização devido as empresas que apresentavam alta volatilidade dos resultados e as que possuíam muitas operações de *hedge*, Song (2008) também buscou analisar as características das organizações que optaram por aderir a SFAS 159 de forma a verificar se elas se enquadravam no público alvo dessa norma ou se adotaram devido a um comportamento oportunístico. As características cujas estatísticas mostraram-se significativas, ou seja, foram mais propensas a adotar essa forma de reconhecimento foram para os Bancos que: realizaram operações com derivativos, possuíam títulos mantidos para negociação em posição de perdas ou apresentam lucros trimestrais a baixo dos lucros das organizações *benchmark* do seu setor. Com base nesses resultados, Song (2008) afirmou que foram mais propensos a adotar essa nova prática os Bancos que precisavam reestruturar seus *portfólios* devido a perdas e aqueles que almejavam gerenciar seus resultados por meio de escolhas contábeis permitidas pelas normas vigentes.

Por fim, Song (2008) testou a utilidade da informação de ganhos e perdas não realizados oriundos da avaliação de instrumentos financeiros a valor justo por modelos de *value-relevance*, assim encontrando que as perdas não realizadas são apreciadas pelos agentes de mercado, enquanto que os ganhos não realizados não o são, o que seria justificado por um comportamento conservador por parte dos usuários da informação contábil em seu processo de tomada de decisão quanto a possíveis investimentos.

Duh, Hsu e Alves (2012) analisaram o impacto da adoção do IAS 39, ocorrida em 2005, por Bancos comerciais não-norte-americanos listados nos Estados Unidos sobre a volatilidade de seus resultados contábeis, identificando assim um acréscimo na volatilidade dos resultados devido a adoção do reconhecimento ganhos e perdas não realizados em virtude da variação do valor justo de instrumentos financeiros. Posteriormente, examinaram o *risk-relevance* desse aumento da volatilidade encontrada, constatando que houve um aumento da relevância do risco

de crédito por efeito da volatilidade dos lucros, ou seja, o uso do valor justo pode ter evidenciado o risco econômico das atividades financeiras realizadas pelas empresas. Esse aumento era esperado pelos autores uma vez que a aplicação do valor justo visa aumentar a informatividade a respeito da volatilidade inerente dos instrumentos financeiros adotados pela empresa, e tal tipo de volatilidade está relacionado com o risco de crédito (BARTH, 2004; DUH; HSU; ALVES, 2012).

Para verificar o impacto do IAS 39 sobre a volatilidade dos lucros, Duh, Hsu e Alves (2012) regrediram a variável dependente desvio-padrão dos lucros trimestrais contra as variáveis independentes de interesse representadas pela *dummy* referente a adoção ou não do IAS 39 pelo país sede do Banco comercial para um determinado ano, pela *dummy* pertinente ao ano fiscal, cujo valor seria 1 caso fosse igual ou posterior a 2005 e 0 caso fosse anterior, e a relação entre essas duas variáveis *dummy*, além das variáveis de controle: tamanho da organização, retorno sobre os ativos, alavancagem financeira e uma *dummy* de verificação de lucros negativos, cujo valor seria 1 caso o lucro fosse negativo antes de itens extraordinários e 0 caso contrário. A análise foi realizada para os anos de 2000 a 2009 visando comparar cinco anos anteriores a adoção do IAS 39, segundo o IFRS, 2000 a 2004, com os cinco posteriores a ela, 2005 a 2009, no entanto, nenhum país presente na amostra adotou o IAS 39 a partir de 2005.

Como pode ser verificado, Zhang (2009), Fiechter (2011) e Duh, Hsu e Alves (2012) utilizaram uma *dummy* relativa a adoção ou não da norma de instrumentos financeiros como variável independente vinculada a ideia de adoção do reconhecimento a valor justo de instrumentos financeiros, o que pode levar a resultados equivocados uma vez que a norma é ampla e não abrange somente o uso de valor justo para instrumentos financeiros. Ou seja, a entidade pode afirmar aplicar a norma sem possuir instrumentos que se enquadrem nas classificações que determinam o uso do valor justo.

Além disso, principalmente no caso das organizações não-financeiras, instrumentos financeiros classificados no grupo de “Ativo financeiro ou passivo financeiro mensurado pelo valor justo por meio do resultado” podem ter apresentado um ajuste do valor justo igual a 0, não impactando assim o resultado. Isso ocorreria caso tivessem seu valor justo avaliado com base no valor presente de um fluxo de caixa de informações do nível 2, o que acarretaria na coincidência entre seu custo amortizado e seu valor justo e, conseqüentemente, no reconhecimento somente da receita ou despesa de juros. Nessas circunstâncias, o aumento na volatilidade poderia ter sido causado por alguma outra variável exógena não especificada e controlada pelo modelo, como, por exemplo, um efeito da crise financeira ou da sazonalidade da atividade econômica da organização, e não a existência de instrumentos financeiros mensurados a valor justo.

Inclusive, dessa forma, tais modelos não captariam o impacto dos montantes de ganhos e perdas não realizados sobre essa volatilidade. Além disso, o *design* das últimas pesquisas encontradas, em que uma variável endógena e explicada por variáveis exógenas de interesse e diversas de controle, poderia ser influenciado por determinantes não observáveis e endógenos da volatilidade dos resultados, os quais seriam difíceis de se controlar (FIECHTER, 2011). Ao contrário do modelo adotado por Barth, Landsman e Whalen (1995), que capta a relação entre as volatilidades sem a necessidade de variáveis de controle, uma vez que qualquer outro item que influencie a volatilidade do lucro, mas não tenha relação com a adoção do valor justo será captado pelo erro da regressão.

Assim, partindo-se da argumentação baseada na crítica a um possível aumento na volatilidade devido ao reconhecimento no resultado de ajustes decorrentes a instrumentos financeiros mensurados a valor justo, pode-se constatar que Barth, Landsman e Whalen (1995), Gebhardt, Reichardt e Wittenbrink (2004) e Duh, Hsu e Alves (2012) identificaram um acréscimo na volatilidade do resultado contábil ao analisarem Bancos. Em contraposição,

Fiechter (2011) averiguo uma redução nessa volatilidade também para Bancos. Já Song (2008) e Zhang (2009) não encontraram alterações significativas estatisticamente na volatilidade ao analisarem Bancos e organizações não financeiras, respectivamente.

Sendo Barth, Landsman e Whalen (1995), Song (2008) e Zhang (2009) sob o contexto do FASB e Gebhardt, Reichardt e Wittenbrink (2004), Fiechter (2011) e Duh, Hsu e Alves (2012) sob o do IAS 39. E como já apresentado, Zhang (2009), Fiechter (2011) e Duh, Hsu e Alves (2012) utilizaram uma *dummy* relativa a adoção ou não da norma. Contudo, pode-se constatar que nenhum desses estudos anteriores verificou o contexto brasileiro, sob a ótica do IAS 39, por meio da comparação das variâncias de lucros que consideram e não instrumentos financeiros mensurados a valor justo no resultado ao isolar somente o efeito desse ajuste de valor justo no resultado.

2.2 Reconhecimento de Instrumentos Financeiros Mensurados a Valor Justo como Mecanismos de Suavização dos Resultados

Outra parte da literatura argumenta que instrumentos financeiros podem ser utilizados com a finalidade de reduzir a volatilidade dos resultados, assim suavizando o lucro, por meio de operações bem articuladas de *hedge* (CHOI; MAO; UPADHYAY, 2015). Uma vez que os agentes do mercado têm preferência por resultados contábeis consistentes ao longo do tempo, que apresentem baixa variabilidade ou que cresçam gradativamente, devido a aversão ao risco, os gerentes corporativos possuem incentivos para buscar suavizar os lucros na presença imperfeições de mercado, tais como impostos, custos de falência e assimetria de informação (SMITH; STULZ, 1985; TRUEMAN; TITMAN, 1988; DECHOW; SLOAN; SWENNY, 1995; GOEL; THAKOR, 2003; ABDEL-KHALIK, 2007; CHOI; MAO; UPADHYAY, 2015). A literatura argumenta que existem três tipos de alisamento dos resultados: o "alisamento natural", ocorre de forma não intencional devido ao processo contábil natural de reconhecimento, mensuração e evidenciação; o "alisamento artificial", no qual intencionalmente utiliza-se os *accruals* discricionários visando postergar ou antecipar as receitas e despesas; e o "alisamento real", que é aquele que ocorre intencionalmente através de operações contratuais, tais como operações de *hedge* para reduzir a volatilidade dos fluxos de caixa (LEV; KUNITZKY, 1974; KAMIN; RONEN, 1978; ECKEL, 1981; PETERSEN; THIAGARAJAN, 2000; CHOI; MAO; UPADHYAY, 2015).

Portanto, o uso de instrumentos financeiros, derivativos ou não, pode causar esses três tipos de alisamentos, seja através das decisões quanto ao seu uso e a sua finalidade ou das escolhas contábeis envolvendo a sua classificação relativa a finalidade a ser declarada e, conseqüentemente, sua forma de reconhecimento, mensuração e evidenciação. Com base nessa argumentação e sob o âmbito da SFAS 133, Choi, Mao e Upadhyay (2015) examinaram a relação entre o gerenciamento de *accruals* por empresas não financeiras e a adoção do reconhecimento pelo valor justo de operações de *hedge*. Para isso, os pesquisadores analisaram as empresas não financeiras que compõem o índice S&P500 para o período de 1996 a 2006, de forma a comparar os 5 anos anteriores a essa adoção com os 5 anos posteriores.

Em seus resultados, Choi, Mao e Upadhyay (2015) encontraram uma relação negativa entre o uso de derivativos com a finalidade de *hedge* e o uso de *accruals* discricionários antes da SFAS 133, a qual é atenuada após a SFAS 133. De forma, os pesquisadores constataram que o uso de derivativos financeiros se torna menos eficaz para a suavização dos resultados devido ao uso do valor justo orientado pela SFAS 133. Choi, Mao e Upadhyay (2015) também observaram um aumento significativo da volatilidade dos lucros associado ao uso de operações de *hedge* com derivativos após a implementação da SFAS 133. Porém, os autores ressaltam que esse aumento significativo ocorreu somente com as empresas de sua amostra que utilizaram derivativos e empregaram um nível relativamente baixo de *accruals* discricionários, o que

implicaria que essas empresas são relutantes ou incapazes em conter a folga deixada pelas operações de *hedge* por outros artifícios contábeis para suavizar os ganhos após a SFAS 133.

Kilic et al. (2013) observaram que a obrigatoriedade de reconhecer a ineficácia de operações de *hedge* nas demonstrações financeiras, advinda da adoção da SFAS 133, reduziu a capacidade dos Bancos comerciais de realizar suavização dos resultados por meio de tais instrumentos. Também argumentaram que parte dos Bancos comerciais de sua amostra passaram a confiar mais na utilização de *accruals* originários de provisões para créditos de liquidação duvidosa para suavizar os lucros, no entanto esse aumento afetou negativamente na informatividade das provisões de provisões futuras de créditos de liquidação duvidosa e, conseqüentemente, nos retornos das ações dos Bancos, na percepção do mercado sobre esse comportamento. Ressaltando que Bancos possuem não somente incentivos a suavizar os resultados, como as demais empresas, mas também incentivos a gerenciar os índices relativos ao capital regulamentar (KILIC et al., 2013; CHOI; MAO; UPADHYAY, 2015).

Barton (2001) e Pincus e Rajgopal (2002) testaram essa mesma relação entre operações com derivativos com fins de *hedge* pelas empresas, usando o valor nocional desses derivativos como *proxy*, e o nível de utilização de *accruals* discricionários para a realização de suavização dos resultados. Ambos encontraram uma associação negativa entre essas variáveis, assim como Choi, Mao e Upadhyay (2015), concluindo que a gestão de derivativos e o gerenciamento de *accruals* discricionários são artifícios substitutos parcialmente entre si utilizados para suavização de resultados. Parcialmente substitutos pois não se pode descartar a ideia de que um gestor pode utilizar-se, sequencialmente, das duas políticas, o “alisamento real” e o “alisamento artificial”, todavia essa apresenta-se como uma decisão entre gerenciar os riscos ou os ganhos, o que pode ser uma explicação para a relação de endogeneidade entre essas duas variáveis encontrada por Barton (2001). Contudo, suas análises são para períodos *ex ante* a adoção da SFAS 133, quando não havia um padrão uniforme de orientações para a contabilização de derivativos, ao contrário de Kilic et al. (2013) e Choi, Mao e Upadhyay (2015).

Ao analisar o setor de petróleo e gás no período compreendido entre 1993 e 1996, Pincus e Rajgopal (2002) constataram que as empresas desse setor gerenciavam a volatilidade de seus resultados em um processo sequencial, em que primeiramente seus gestores determinam a extensão de derivativos que será utilizada em operações de *hedge* para diversificar o risco do preço do petróleo, para posteriormente gerir a volatilidade residual dos resultados por meio de um *trade-off* entre o uso de *accruals* discricionários e da realização de *hedge* com derivativos. Isso ocorre porque esse setor está exposto a dois tipos, principais, de risco – o risco do preço do petróleo e o risco da operação de exploração – sendo que para diversificar o primeiro a empresa pode utilizar tanto do gerenciamento de *accruals* discricionários quanto de operações de *hedge*, já o risco operacional de exploração, o risco de se realizar uma perfuração sem sucesso, não pode ser diversificado (PINCUS; RAJGOPAL, 2002).

Ao analisar as empresas listadas pela Fortune 500 para os anos de 1994 a 1996, Barton (2001) concluiu que os administradores das corporações que compõe essa amostra são incentivados a abrandar a volatilidade dos resultados, suavizá-los, por meio de operações de *hedge* com derivativos, “alisamento real”, e da gestão de *accruals* discricionários, “alisamento artificial”, sendo essas políticas parcialmente substitutas. A redução custos de capital da empresa e dos impostos sobre a renda a recolher e a promessa de aumento da remuneração e da concessão de privilégios a esses administradores foram observados como os incentivos desses gestores a essa prática. Além disso, Barton (2001) verificou que as operações com derivativos para fins de *hedge* podem reduzir a volatilidade dos resultados não somente de forma direta, ao afetar os fluxos de caixa, mas também de forma indireta, afetando os *accruals*.

Portanto, sob a ótica do uso de instrumentos financeiros como mecanismos de suavização dos resultados, Barton (2001) e Pincus e Rajgopal (2002) identificaram uma tendência a redução da volatilidade por meio da adoção do valor justo para instrumentos

financeiros ao analisarem organizações não-financeiras, todavia em seu contexto os derivativos ainda não eram mensurados a valor justo. Já Kilic et al. (2013) e Choi, Mao e Upadhyay (2015) verificaram um aumento na volatilidade dos resultados contábeis de Bancos, de forma a constatarem que instrumentos financeiros a valor justo são menos eficazes na suavização de resultados.

Entretanto, todos esses estudos foram sob o contexto do FASB e aqueles que identificaram suavização foram realizados sob o âmbito da não adoção de valor justo para derivativos. Assim, nessa pesquisa espera-se analisar se o valor justo de instrumentos financeiros provoca algum impacto no resultado, seja suavização ou aumento da volatilidade, sob um cenário de normas do IASB em que, inclusive, derivativos são mensurados a valor justo.

3 Materiais e Métodos

Esta pesquisa tem como objetivo geral a verificação do impacto da adoção das IFRS no tocante à mensuração e reconhecimento dos instrumentos financeiros a valor justo nos demonstrativos financeiros sobre a volatilidade dos resultados das empresas brasileiras de capital aberto. Para isso ser possível, foi realizado um levantamento de dados das empresas brasileiras de capital aberto que possuem instrumentos financeiros mensurados e reconhecidos a valor justo a respeito do período compreendido entre 2010 e 2016. Com base nesses dados e no modelo proposto por Barth, Landsman e Wahlen (1995), foram utilizados testes estatísticos que analisaram a diferença entre a variância do lucro líquido que considera instrumentos financeiros avaliados a valor justo no resultado e a variância do lucro líquido que os considera a custo histórico.

3.1 Definição da Amostra

A amostra utilizada nesta pesquisa foi composta pelos dados anuais do período compreendido entre 2010 e 2016, sete anos de *Full* IFRS no Brasil, das empresas brasileiras de capital aberto com maior presença em Bolsa no ano de 2016, segundo dados do Economática®. Esse indicador técnico de “Presença em Bolsa” do Economática® representa a negociabilidade das ações de uma empresa na Bolsa de Valores, dessa forma ele foi adotado para embasar a composição da amostra com a justificativa de selecionar as empresas brasileiras de capital aberto cujos ativos financeiros foram negociados pelo menos 1 vez em cada ano do período amostral. Assim, o processo de definição da amostra pode ser observado na Tabela 1.

Tabela 1 – Critérios de construção da amostra final da pesquisa

“Presença em Bolsa” igual a 100% em 31 de dezembro de 2016	177
(-) “Presença em Bolsa” igual a 0 em algum dos períodos analisados	(18)
(-) Empresas registradas no programa de BDR Nível III	(2)
(-) Empresas duplicadas na lista	(16)
(-) Empresas representadas somente por Units nessa lista	(3)
(=) Subtotal da Amostra	138
(+) Empresas do Ibovespa 2016 que não constavam na amostra	13
(-) Empresas do Ibovespa 2016 que não apresentavam informação contábil pública para todo o período analisado	(7)
(=) Amostra Inicial	144
(-) Não apresentaram Instrumentos Financeiros mensurados a Valor Justo	(5)
(=) Amostra Final	139
Empresas Não Financeiras	131
Bancos	8

Fonte: Elaborada pelo autor

Inicialmente, pelo Economática®, foram identificadas 177 ativos que apresentaram um índice de 100% em relação a sua negociabilidade na Bolsa de Valores para o ano de 2016, último ano do período amostral. Desses, foram excluídas 16 empresas por terem seu nome duplicado, apresentarem mais de um tipo de ativo, também foram excluídas 5 empresas, 3 por serem representadas somente por Units e 2 por ativos pertencentes ao programa de BDR Nível III. Inclusive, foram excluídas 18 empresas por não apresentarem negociabilidade em algum dos anos do período analisado, índice “Presença em Bolsa” igual a 0% em qualquer ano entre 2010 e 2016. Assim, nesse momento, a amostra passou a constituir-se 138 empresas.

Posteriormente, foi verificado o Ibovespa de 2016, constatando-se a existência de 13 empresas consideradas de alta liquidez pela Bolsa, mas que não foram identificadas pela análise realizada do índice “Presença em Bolsa” do Economática®, assim essas empresas foram incluídas na amostra. Contudo, 7 dessas empresas não apresentavam informação contábil pública para todos os anos amostrais, sendo assim excluídas.

Com a inclusão dessas 6 empresas identificadas com base no Ibovespa de 2016, a amostra passou a ser constituída por 144 empresas. No entanto, ao analisar-se suas informações contábeis, verificou-se que 5 dessas empresas não possuíam Instrumentos Financeiros mensurados a Valor Justo, objeto de estudo da presente pesquisa, sendo assim excluídas.

Portanto, a amostra é composta por 139 empresas, sendo 131 empresas não financeiras e 8 Bancos, que tiveram seus dados coletados para 7 anos. Contudo, dentre as 131 empresas não financeiras selecionadas, 6 dessas não apresentaram informações para todos os anos, assim obteve-se 955 observações, sendo 899 de não financeiras e 56 de Bancos.

3.2 Modelo estatístico de medição da volatilidade dos Resultados

Com o intuito de testar se o reconhecimento e a mensuração de instrumentos financeiros a valor justo geraram volatilidade aos resultados das empresas brasileiras de capital aberto foi utilizado um modelo proposto por Barth, Landsman e Wahlen (1995), no qual a volatilidade é medida pela diferença entre a variância do lucro líquido que considera ganhos e perdas não realizados oriundos da avaliação de instrumentos financeiros a valor justo e a variância do lucro líquido que não considera esses ganhos e perdas não realizados.

Para isso, parte-se do pressuposto de que o lucro líquido existente quando os instrumentos financeiros são avaliados a custo histórico reflete somente os ganhos e perdas realizados (BARTH, LANDSMAN, WAHLEN, 1995) e que o lucro líquido que considera os instrumentos financeiros a valor justo reflete valores econômicos subjacentes, ou seja, são reconhecidos nesse lucro os ganhos e as perdas não realizados oriundos da variação do valor justo desses instrumentos (BARTH, LANDSMAN, WAHLEN, 1995). Com base nisso, pode-se observar a Equação 1:

$$FVNI = HCNI + URGL \quad (1)$$

Em que, FVNI (*fair value net income*) representa o lucro líquido considerando o reconhecimento dos ganhos e perdas não realizados dos instrumentos financeiros avaliados a valor justo nas demonstrações financeiras. O qual seria composto por HCNI (*historical cost net income*), o lucro líquido que considera instrumentos financeiros avaliados a custo histórico, acrescido do URGL (*unrealized gains and losses*), que são os ganhos e perdas econômicos não realizados decorrentes da variação do valor justo de instrumentos financeiros.

Aplicando a variância nos dois termos da igualdade expressa na Equação 1 obtém-se a Equação 2:

$$\sigma_{FVNI}^2 = \sigma_{HCNI}^2 + \sigma_{URGL}^2 + 2 \text{Cov} (HCNI, URGL) \quad (2)$$

Ou seja, a variância do lucro líquido que considera os instrumentos financeiros reconhecidos e mensurados a valor justo (FVNI) é igual a variância do lucro líquido com os instrumentos financeiros avaliados a custo histórico (HCNI) juntamente com a variância dos ganhos e perdas não realizados por efeito da mensuração de instrumentos financeiros a valor justo (URGL) e duas vezes a covariância entre HCNI e URGL.

Por meio da Equação 2 pode-se observar que o reconhecimento e a mensuração de instrumentos financeiros a valor justo impactariam na volatilidade do lucro líquido quando a variância de FVNI se diferenciar da variância de HCNI. Sendo que isso ocorreria devido a variância do URGL, da covariância entre HCNI e URGL e do sinal dessa covariância.

Além disso, o sinal da covariância entre HCNI e URGL pode ser visto como uma *proxy* para gerenciamento de resultados (BARTH, LANDSMAN, WAHLEN, 1995). Pois caso esse sinal seja negativo, isso poderia significar que a gestão pode estar realizando “*cherry-picking*”, uma escolha das operações mais vantajosas ao realizar os ganhos por meio da venda dos títulos com variação do valor justo positivo e optar por não realizar os títulos que apresentam perdas na variação do valor justo (BARTH, LANDSMAN, WAHLEN, 1995). Já quando o sinal da covariância for positivo isso significa que os ganhos e perdas da variação do valor justo são afetados de forma semelhante pelas forças econômicas.

3.3 Método Estatístico aplicado para medir a volatilidade dos Resultados

Assim, com base na relação apresentada na Equação 2, foram realizados dois tipos de análises de comparação das variâncias por meio do teste estatístico F: uma análise com os dados de lucro organizados em um painel desbalanceado de seção transversal e uma análise *cross-section* com os dados de desvio-padrão desses lucros em 7 anos. Essas foram realizadas separadamente para o grupo amostral de empresas não financeiras e para o grupo de Bancos, uma vez que a mistura dessas organizações na amostra poderia viesar os resultados a serem obtidos, já que esperava-se um maior uso de instrumentos financeiros a valor justo por parte dos Bancos em vista que tais ativos e passivos são intrínsecos a sua atividade econômica. Para ser possível a realização dos testes estatísticos foi utilizado o software Stata 14.2.

Salienta-se que, uma vez que as duas variáveis a serem testadas, HCNI e FVNI, são contínuas, o teste indicado para comparar as suas variâncias é o teste paramétrico F, caso a distribuição dessas variáveis atenda aos pressupostos de normalidade e de homocedasticidade (HAIR et al., 2009). O teste F examina se as duas amostras apresentam a mesma variância, ou não, com base na análise da razão das variâncias entre essas amostras e dentro dessas amostras (HAIR et al., 2009; FÁVERO et al., 2009). Contudo, caso não respeitassem tais pressupostos, foi realizado o teste não paramétrico de Wilcoxon, que ao analisar amostras pareadas verifica se há diferenças entre seus grupos (FÁVERO et al., 2009).

Dessa forma, inicialmente, foi feita a análise descritiva das variáveis de lucro por ação, HCNI, FVNI e URGL, de modo temporal, ou seja, os dados foram agrupados em seus respectivos anos com o intuito de se observar as médias e os desvios-padrão dentro de um único ano e, sequencialmente, observou-se a média ao longo dos anos. Após a análise descritiva, foi realizado o teste de normalidade Shapiro-Wilk aos dados de lucro por ação e, posteriormente, realizado um dos testes de comparação das variâncias amostrais anteriormente citados, escolhido conforme o resultado do teste de normalidade.

Essa primeira parte das análises foi baseada em 899 observações de empresas não financeiras organizadas em um painel desbalanceado de seção transversal, oriundas da coleta de dados contábeis de 131 empresas para o período de 2010 a 2016, e em 56 observações de Bancos organizadas em um painel balanceado de seção transversal, oriundos de 8 Bancos para o mesmo período. Destacando-se que, para essas primeiras análises, todos os dados utilizados representavam medidas de resultado por ação e estavam na escala de Reais (R\$) por ação.

Já a segunda análise proposta consistiu em algumas análises descritivas e testes de hipótese com base no desvio-padrão ao longo do período amostral das variáveis HCNI e FVNI para cada empresa. Para essas análises, foram utilizadas 125 observações de desvios-padrão dos lucros por ação tanto de HCNI quanto de FVNI, as quais foram calculadas para os 7 anos da amostra de 125 empresas não financeiras que apresentaram dados sobre instrumento financeiro ao valor justo por meio do resultado para todo o período amostral. Para tais cálculos as empresas retiradas da amostra foram: Alpargatas S.A., Braskem S.A., Companhia de Saneamento Básico Estado São Paulo (SABESP), Companhia Siderúrgica Nacional (CSN), Estácio Participações S.A. e Rumo Logística Operadora Multimodal S.A.

Assim, com base nos dados de desvio-padrão de 7 anos em *cross-section* foram realizadas análises descritivas, o teste de normalidade Shapiro-Wilk e, posteriormente, realizado um dos testes de comparação de variâncias, visando comparar as variâncias dos desvios-padrão, teste F ou teste de Wilcoxon, escolhidos com base no resultado do teste de normalidade. Caso não fosse rejeitada a hipótese de distribuição normal, além do teste F, seria utilizado o teste T, o qual pressupõe normalidade e homocedasticidade e busca determinar se há diferenças estatisticamente significativas entre as médias amostrais (HAIR et al., 2009; FÁVERO, 2009).

O propósito dessas análises é o de verificar se a introdução da obrigatoriedade da mensuração de instrumentos financeiros a valor justo nos demonstrativos contábeis incrementa a volatilidade dos lucros das empresas, conforme o defendido por Barth, Landsman e Whalen (1995), Laux e Leuz (2009), Song (2008), Whalen (2008), Zhang (2009), Fiechter (2011), Duh, Hsu e Alves (2012), Gebhardt (2012) e Jager (2014).

3.4 Definição da Amostra e Coleta de dados

Para levantar as informações dessa amostra necessárias aos modelos estatísticos aplicados foi utilizado o conjunto de demonstrações financeiras padronizadas do período analisado coletado no site da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), principalmente a Demonstração de Resultado Abrangente e as Notas Explicativas, e a base de dados Economática®, para a coleta de dados das demonstrações financeiras primárias, Balanço Patrimonial e Demonstração de Resultado do Exercício.

Para medir FVNI foram utilizados os lucros líquidos coletados das demonstrações de resultado do exercício (DRE) das empresas que compõe a amostra utilizada, pois esses consideraram os instrumentos financeiros classificados como “ativos e passivos financeiros mensurados a valor justo por meio do resultado” reconhecidos e mensurados a valor justo.

Os URGL são os ganhos e perdas da variação do valor justo de instrumentos financeiros classificados como “ativos e passivos financeiros mensurados a valor justo por meio do resultado” e foram coletados em Notas Explicativas sobre instrumentos financeiros ou, principalmente, sobre a constituição da conta de “Resultado Financeiro”. Isso ocorre pois apesar de esses valores estarem reconhecidos em DRE, ou seja, compõem o lucro líquido reconhecido e divulgado em DRE, eles, normalmente, aparecem agregados em conta de resultado com outros valores de naturezas adversas, como, frequentemente, junto com as receitas e despesas financeiras e ajustes cambiais e monetários.

Já o HCNI será calculado com base na diferença entre FVNI e o URGL, levando-se em conta os efeitos tributários inerentes a essa adaptação. Salienta-se que, no artigo original de Barth, Landsman e Wahlen (1995), o lucro reconhecido pelas empresas em sua DRE era o HCNI, uma vez que os URGL não eram contabilizados, mas somente evidenciados pelos Relatórios 20-F. Portanto, no artigo original, o valor calculado pelos autores foi o FVNI e não o HCNI.

Todos os dados coletados apresentam a escala de reais mil, ou seja, estão na base de

milhares de reais. Visando tratar esses dados de forma a buscar reduzir o risco da existência de *outliers*, optou-se por dividir todos os dados coletados pela quantidade média de ações *outstanding* totais que a empresa apresentou para cada ano observado, que também foram coletadas como milhares de ações, assim todos os dados coletados poder ser interpretados com base na escala Reais por ação (R\$ / ação). A variável quantidade média de ações *outstanding* totais da empresa em questão foi escolhida como uma forma de parametrizar os dados coletados com base em uma medida relativa de tamanho da companhia, tal dado foi coletado na base Economática®.

4 Análise dos Resultados das Empresas Não Financeiras

4.1 Estatística descritiva amostral das Empresas Não Financeiras

A Tabelas 2 apresenta a estatística descritiva das variáveis relativas às empresas não financeiras a serem analisadas. Para tanto, as variáveis HCNI, FVNI e URSGL, que foram coletadas na escala de milhares de Reais, aparecem divididas pela quantidade média de ações *outstanding* totais, que também foram coletadas na base de milhares de ações, de forma que a unidade dos dados analisados é Reais por ação (R\$ / ação).

Tabela 2 – Estatística descritiva das Empresas Não Financeiras

Ano	N	HCNI		FVNI (DRE)		URSGL (DRE)	
		Média	Σ	Média	σ	Média	σ
2010	127	1,781	1,945	1,764	1,965	-0,017	0,216
2011	128	1,416	1,962	1,425	1,999	0,009	0,202
2012	128	0,997	1,773	1,005	1,835	0,008	0,223
2013	129	0,946	1,681	0,985	1,689	0,039	0,164
2014	129	0,854	2,590	0,899	2,613	0,045	0,230
2015	131	-1,692	12,048	-1,260	10,832	0,432	1,916
2016	127	0,171	12,445	-0,093	12,462	-0,264	1,189
Média		0,639		0,675		0,036	
σ da Média		1,142		1,028		0,205	
N = 7							

Fonte: Elaborada pelo autor

Em relação as empresas não financeiras, os ganhos e perdas não realizados por efeito da mensuração de instrumentos financeiros a valor justo (URGL) reconhecidos no resultado impactam em média R\$ 0,036 por ação no período amostral de 7 anos. Além disso, pode-se observar que no ano de 2016, esse ajuste a valor justo impactou negativamente no lucro por ação num montante de R\$ 0,264, em média. À primeira vista, esse impacto pode aparentar ser pequeno, contudo, ao se analisar os lucros por ação médios verifica-se que tal impacto inverteu o sinal desse indicador, ou seja, ao invés de um lucro por ação, médio, de R\$ 0,171, as empresas amostrais obtiveram um prejuízo de R\$ 0,093.

Além desse período, somente o ano de 2010 apresentou um efeito negativo, em média, do reconhecimento de instrumento a valor justo por meio do resultado, todavia esse impacto não alterou o sinal do índice lucro por ação. O ano com maior impacto médio da adoção do valor justo, segundo a amostra analisada, seria 2015, com um acréscimo de R\$ 0,432, em média, sobre o lucro existente caso tais instrumentos fossem avaliados a custo amortizado. Inclusive, pode-se observar que esse efeito reduziu o prejuízo médio das empresas da amostra de não financeiras em 2015, o qual passou de R\$ 1,692 por ação para R\$ 1,260 por ação.

Ressalta-se que todas as empresas não financeiras que compõe a amostra apresentaram “Aplicações Financeiras” de curto prazo classificadas como “Ativos financeiros mensurados a valor justo por meio do resultado”, todavia, essas afirmaram avaliar tais ativos pelo nível 2 de informação de valor justo, ou seja, pelo uso de informações externas para o cálculo do valor presente do fluxo de caixa de benefícios futuros trazido a valor presente pela taxa de desconto desses títulos. Uma vez que esses ativos são comumente títulos públicos federais, certificados de depósitos bancários e fundos de investimentos, os quais apresentam taxas de juros de mercado como SELIC e CDI, seus valores justos calculados com base no Nível 2 coincidem com o custo amortizado desses ativos, apresentando assim um “Ajuste a Valor Justo” igual a 0. Dessa forma, pode-se observar que a contabilização de tais ativos não foi afetada pela adoção do valor justo para mensurar essa classe de ativos, normas oriundas do antigo CPC 14, atuais CPCs 38, 39 e 40 e do futuro CPC 48, pois não captam o efeito tão temido da influência da volatilidade das expectativas dos agentes de mercado sobre o resultado.

4.2 Resultados e discussão da amostra de empresas não financeiras

Por meio do teste de normalidade Shapiro-Wilk, observou-se que rejeita-se a hipótese nula para as variáveis HCNI por ação e FVNI por ação da amostra de empresas não financeiras, vide Tabela 3. Ou seja, tais variáveis não apresentam um comportamento normal de seus resíduos, o que não permite a realização de testes paramétricos.

Tabela 3 – Resultado do Teste de Normalidade Shapiro-Wilk para a Amostra de Empresas Não Financeiras

Variáveis	N. Observações	W	V	Z	Prob>Z
HCNI	899	0,28878	407,118	14,816	0,00000
FVNI	899	0,29864	401,476	14,782	0,00000

Fonte: Elaborada pelo autor

Assim, foi realizado o teste de Wilcoxon visando comparar as medianas das distribuições a fim de observar se há diferenças estatisticamente significantes entre as variáveis de lucro por ação das empresas não financeiras. Para essa análise utilizou-se as 899 observações de lucro por ação tanto de HCNI quanto de FVNI, 131 empresas com dados de 2010 a 2016, com dados em um painel desbalanceado de seção transversal. Com base nesse grupo amostral, observou-se que, assumindo um nível de confiança de 5%, rejeita-se a hipótese nula (vide Tabela 4). Em outras palavras, há diferenças estatisticamente significantes entre as distribuições das duas variáveis, o reconhecimento do ajuste de valor justo de instrumentos financeiros no resultado pode ter afetado significativamente a volatilidade dos resultados contábeis.

Com base nos dados da Tabela 4, pode-se observar que a média do lucro com instrumentos financeiros mensurados a valor justo por meio do resultado (FVNI) excede a média do lucro cujos instrumentos financeiros são reconhecidos a custo histórico amortizado (HCNI), assim como na amostra de Bancos de Barth, Landsman e Wahlen (1995). Além disso, a variável FVNI da amostra não financeira também apresentou uma mediana, 0,83515, superior a mediana da variável HCNI, 0,82936, diferença a qual é estatisticamente significativa segundo o teste de Wilcoxon representado na Tabela 4. Contudo, o desvio-padrão (σ) médio de FVNI, 6,53, é inferior ao apresentado por HCNI, 6,84.

Sendo o desvio-padrão de ganhos e perdas não realizados (URSGL), ajuste a valor justo reconhecido no resultado, igual a 0,8926722, pode-se utilizar a Equação 2 para decompor a variância do FVNI amostral:

$$6,530849^2 = 6,837871^2 + 0,8926722^2 + 2(-2,4506744)$$

Tabela 4 – Resultado do Teste de Wilcoxon para a Amostra de Empresas Não Financeiras

Variáveis	Obs.	Média	σ	Mediana
HCNI	899	0,6309421	6,837871	0,82936
FVNI	899	0,6688285	6,530849	0,83515
Teste de Wilcoxon				
Sinal	Obs	Soma dos Postos	Esperado	
+	277	161794	178942,5	
-	317	196091	178342,5	
Zero	305	46665	46665	
Todos	899	404550	404550	
Variância Sem Ajustes				60648787
<i>Adjustment for ties</i>				7,451e-09
<i>Adjustment for zeros</i>				2376026,3
Variância Ajustada				58272761
H ₀ : HCNI = FVNI				
z = -2,246				
Prob > z = 0,0247				

Fonte: Elaborada pelo autor

Portanto, pode-se observar que, em média, a σ_{URSGL}^2 juntamente com $2 \times \text{Cov}(\text{HCNI}, \text{URSGL})$ reduzem em 8,778% a variância do resultado contábil que considera os instrumentos financeiros a custo histórico amortizado (HCNI). Destaca-se que essa possível redução da variância dever-se-ia a interação entre HCNI e URSGL e não a variância dos ganhos e perdas não realizados, uma vez que essa foi positiva. Esse efeito poderia ser um indício a respeito do uso de instrumentos financeiros a valor justo para a proteção contra a variação negativa de outros elementos que compõe as demonstrações contábeis, como os juros de empréstimos e financiamentos e a flutuação dos preços de venda de *commodities*.

Outro ponto a ser ressaltado, seria o sinal apresentado pela Cov (HCNI, URSGL), o que pode ser um indício da realização de “*cherry-picking*” por parte da gestão de risco e contábil das organizações analisadas. Segundo Barth, Landsman e Wahlen (1995), o sinal negativo da covariância entre HCNI e URSGL poderia ser um indício de prováveis escolhas oportunistas por parte da gestão ao optarem realizar mais rapidamente, vender no curto prazo, os ganhos e perdas não realizados (URSGL) de instrumentos financeiros com variação positiva do valor justo, conseqüentemente, classificando-os como “Mantidos para Negociação” e reconhecendo seus ajustes a valor justo no resultado. Como explanado, esse poderia ser um indício, o qual deveria ser melhor investigado.

Posteriormente, realizou-se algumas análises com base em 125 observações de desvios-padrão calculados quanto as variáveis HCNI e FVNI ao longo do período amostral de 7 anos (Tabela 5).

Tabela 5 – Estatística Descritiva da Amostra de σ do Lucro de Empresas Não Financeiras

	HCNI	FVNI	URSGL
Média do σ_i	2,493632	2,361322	0,3479211
Mediana do σ_i	0,903516	0,879752	0,069963
Desv. Padrão do σ_i	6,025545	5,716441	0,8560355
Mínimo	0,1460519	0,1016403	0,0000
Máximo	46,28129	46,27145	5,520917
Número de Empresas Não Financeiras com:			
$\sigma_{\text{HCNI}} > \sigma_{\text{FVNI}}$	60		
$\sigma_{\text{HCNI}} = \sigma_{\text{FVNI}}$	24		
$\sigma_{\text{HCNI}} < \sigma_{\text{FVNI}}$	41		

Fonte: Elaborada pelo autor

Na Tabela 5, pode-se observar as estatísticas calculadas com base no desvio-padrão calculado para cada empresa da amostra em uma análise da variação de seus lucros por ação ao longo do período amostral. Dessa forma, pode-se verificar que a média, a mediana e o desvio-padrão do desvio-padrão do lucro por ação que não considera o ajuste a valor justo de instrumentos financeiros, HCNI, excedem as mesmas estatísticas para o desvio-padrão do FVNI. De fato, pode-se constatar que o desvio-padrão de HCNI excede o desvio-padrão de FVNI em 60 das 125 empresas da amostra de empresas não financeiras.

De acordo com o teste de Shapiro-Wilk, apresentado na Tabela 6, rejeita-se a hipótese nula de comportamento normal para as variáveis σ_{HCNI} e σ_{FVNI} , dessa maneira, foram aplicados o teste não paramétrico de Wilcoxon para essas variáveis.

Tabela 6 – Resultado do Teste de Normalidade Shapiro-Wilk para a Amostra de σ do Lucro de Empresas Não Financeiras

Variáveis	N. Observações	W	V	Z	Prob>Z
σ_{HCNI}	125	0,35624	64,125	9,342	0,00000
σ_{FVNI}	125	0,35339	64,409	9,352	0,00000

Fonte: Elaborada pelo autor

De acordo com o teste da Tabela 7, aplicado para avaliar as diferenças entre os pares de desvios-padrão de HCNI e de FVNI da amostra de não financeiras, rejeita-se a hipótese nula a um nível de confiança de 5%. Ou seja, há diferenças significativas entre o desvio-padrão de 7 anos do lucro por ação que não considera o ajuste de valor justo de instrumentos financeiros reconhecidos no resultado e o desvio-padrão de 7 anos do lucro por ação que o considera.

Tabela 7 – Resultado do teste de Wilcoxon para a Amostrade σ do Lucro de Empresas Não Financeira

Teste de Wilcoxon			
Sinal	Obs	Soma dos Postos	Esperado
+	60	4602	3787,5
-	41	2973	3787,5
Zero	24	300	300
Todos	125	7875	7875
Variância Sem Ajustes			164718,75
<i>Adjustment for ties</i>			0,00
<i>Adjustment for zeros</i>			-1225,00
Variância Ajustada			163493,75
H ₀ : HCNI = FVNI			
z = 2,014			
Prob > z = 0,0440			

Fonte: Elaborada pelo autor

Portanto, com base nessas análises a respeito dos lucros por ação, HCNI e FVNI, ao longo do período amostral para as empresas não financeiras, constata-se que estatisticamente eles apresentam diferenças significativas no comportamento de suas distribuições. Inclusive, segundo as análises dos desvios-padrão desses lucros ao longo do tempo, percebe-se que o reconhecimento do ajuste a valor justo de instrumentos financeiros no resultado afetou significativamente na volatilidade do resultado contábil das empresas não financeiras, contudo, não se pode afirmar quanto ao efeito desse impacto, se houve propensão ao aumento da volatilidade ou a suavização dos lucros. Apesar de que as análises descritivas apontam para um efeito de suavização na média, uma vez que o σ_{FVNI} apresentou uma média e um desvio-padrão inferiores ao de σ_{HCNI} .

O que poderia ser explicado pela existência de gestões de risco responsáveis dentro dessas empresas, do real uso de instrumentos financeiros para fins de *hedge* de outros riscos

inerentes a suas atividades ou, também, daqueles investimentos que somente evitam o risco de perda de poder aquisitivo do dinheiro não investido, de forma a não utilizar instrumentos para fins de especulação, do baixo uso de instrumentos financeiros classificados como “avaliado a valor justo por meio do resultado”, uma vez que não foi analisada a magnitude desses ativos perante o ativo total das entidades, ou de uma gestão que realize “*cherry-picking*”, escolhas operacionais vantajosas e oportunistas que tenham consequências na classificação contábil.

Tais achados corroboram com os resultados encontrados por Barton (2001) e Pincus e Rajgopal (2002), que identificaram uma redução na volatilidade dos resultados devido ao reconhecimento de instrumentos financeiros a valor justo por empresas não-financeiras. Contudo, esses autores analisaram sob o contexto normativo do FASB em um período em que derivativos não eram mensurados a valor justo. Zang (2009) também estudou a volatilidade em organizações não-financeiras, também sob o âmbito do FASB, mas já com o reconhecimento de derivativos a valor justo, todavia não identificou diferenças estatisticamente significativas na volatilidade dos resultados contábeis.

5 Análise dos Resultados das Empresas Financeiras

5.1 Estatística descritiva amostral das Empresas Financeiras

A estatística descritiva das variáveis relativas às empresas financeiras a serem analisadas é apresentada pela Tabelas 8. Ressaltasse que as variáveis HCNI, FVNI e URSGL, coletadas na escala de milhares de Reais, aparecem divididas pela quantidade média de ações *outstanding* totais, também coletadas na escala de milhares de ações, dessa forma, a unidade dos dados analisados é a de Reais por ação (R\$ / ação).

Tabela 8 – Estatística descritiva dos Bancos

Ano	N	HCNI		FVNI (DRE)		URSGL (DRE)	
		Média	Σ	Média	σ	Média	σ
2010	8	1,785	1,653	1,644	1,539	-0,141	0,399
2011	8	1,704	1,678	1,980	1,476	0,276	0,442
2012	8	1,393	2,028	1,677	1,831	0,285	0,453
2013	8	2,016	1,965	2,032	1,925	0,017	0,368
2014	8	1,890	1,748	2,129	1,599	0,239	0,460
2015	8	1,741	3,574	2,442	1,732	0,702	2,917
2016	8	2,809	2,077	1,846	1,278	-0,963	1,643
Média		1,905		1,965		0,059	
σ da Média		0,442		0,277		0,521	
N = 7							

Fonte: Elaborada pelo autor

A amostra de Bancos analisada apontou um impacto positivo de R\$ 0,059 por ação em média para o período amostral de 7 anos. Tal impacto é superior ao apresentado pela amostra de empresas não financeiras, o que poderia ser explicado por um maior uso de instrumentos financeiros mensurados pelo valor de mercado, informação de nível 1 do valor justo ou a uma possível melhor gestão de risco por parte das organizações, o que seria esperado, uma vez que essa é uma de suas atividades principais.

Assim como a amostra de empresas não financeiras, os Bancos apresentaram um efeito negativo do reconhecimento a valor justo de instrumentos financeiros no resultado somente nos anos de 2010 e 2016, sendo o maior impacto no ano de 2016, redução do lucro em R\$ 0,963 por ação, alterando o lucro por ação, médio, de R\$ 2,809 para R\$ 1,846. Contudo, em ambos os períodos, a mudança do sinal do resultado da empresa não foi uma consequência desse efeito negativo.

Outro ponto em comum, seria em 2015, com um ajuste a valor justo de R\$ 0,702, em média, por ação, causando assim o reconhecimento de um lucro líquido de R\$ 2,442 por ação, em média, ao invés de R\$ 1,741. Tais comportamentos semelhantes para as duas amostras, empresas não financeiras e Bancos, pode evidenciar como a adoção do valor justo pode trazer aos resultados contábeis o comportamento do mercado e, provavelmente, fornecer a seus usuários informações quanto ao risco tomado pelas organizações.

5.2 Resultados e discussão da amostra de Bancos

Segundo o teste de normalidade Shapiro-Wilk, Tabela 9, verifica-se que a hipótese nula de distribuição normal não deve ser rejeitada para ambas as variáveis HCNI por ação e FVNI por ação da amostra de Bancos. Dessa forma, foi aplicado o teste F visando comparar a variância das duas variáveis de forma a verificar se o reconhecimento do ajuste de valor justo de instrumentos financeiros impactou na volatilidade do resultado contábil das empresas não financeiras.

Tabela 9 – Resultado do Teste de Normalidade Shapiro-Wilk para a Amostra de Bancos

Variáveis	N. Observações	W	V	Z	Prob>Z
HCNI	56	0,9682	1,636	1,057	0,14533
FVNI	56	0,9865	0,694	-0,783	0,78331

Fonte: Elaborada pelo autor

Por meio da aplicação do teste F em uma amostra de 56 observações de lucro por ação tanto de HCNI quanto de FVNI, 8 Bancos com dados de 2010 a 2016, organizadas em um painel balanceado de seção transversal, verificou-se que, assumindo um nível de confiança de 5%, rejeita-se a hipótese nula, vide Tabela 10. Ou seja, a variância de HCNI tende a ser maior que a variância de FVNI com um *p-valor* de 0,0146, assim o reconhecimento do ajuste de valor justo de instrumentos financeiros no resultado reduziu significativamente a volatilidade dos resultados contábeis na amostra de Bancos.

Tabela 10 – Resultado do Teste F para a Amostra de Bancos

Variáveis	N. Observações	Média	Erro Padrão	σ	Intervalo de Confiança (95%)	
HCNI	56	1,905316	0,2820728	2,11084	1,34003	2,470603
FVNI	56	1,964501	0,2095141	1,56786	1,544625	2,384376
Combinação	112	1,934909	0,1749147	1,851123	1,588303	2,281514
Relação: $\sigma_{HCNI} / \sigma_{FVNI}$				f = 1,8126		
H ₀ : Relação = 1				Graus de liberdade = 55,55		
H ₁ : Relação < 1		H ₁ : Relação != 1		H ₁ : Relação > 1		
P (F < f) = 0,9854		2*P (F > f) = 0,0293		P (F < f) = 0,0146		

Fonte: Elaborada pelo autor

Assim como a amostra de empresas não financeiras, a média de FVNI excede a HCNI, inclusive, observa-se o mesmo comportamento também em relação a mediana, pois a variável FVNI da amostra de Bancos apresentou uma mediana, 1,90787, superior a mediana da variável HCNI, 1,65033.

Pela Tabela 10, constata-se que o desvio-padrão (σ) de FVNI, 1,57, é significativamente inferior ao apresentado por HCNI, 2,11, com um *p-valor* de 0,0146, sendo assim rejeita-se a hipótese nula com base na afirmação de que o FVNI possui um σ inferior ao HCNI. Dessa forma, para a amostra de Bancos, detecta-se evidências de suavização dos lucros contábeis com a mensuração e o reconhecimento do valor justo de instrumentos financeiros a um nível de confiança de 5%. Resultado adverso ao encontrado por Barth, Landsman e Wahlen (1995), ao

analisarem os Bancos dos Estados Unidos, esses pesquisadores identificaram um σ superior para FVNI, 3,11, em relação ao de HCNI, 2,65, com um *p-valor* de 0,0001, identificando um aumento na volatilidade dos lucros em um nível de confiança de 1%.

Uma vez que o desvio-padrão de URSGL da amostra de Bancos é igual a 1,33384, aplica-se a Equação 2 para decompor a variância do FVNI amostral, de forma que se obtém:

$$2,11084^2 = 1,56786^2 + 1,33384^2 + 2(-1,8882943)$$

Portanto, pode-se observar que o reconhecimento do ajuste a valor justo de instrumentos financeiros no resultado, a interação de σ_{URSGL}^2 com $2 \times \text{Cov}(\text{HCNI}, \text{URSGL})$, provocou uma redução de 44,8299% na variância do resultado contábil que desconsidera tal ajuste, σ_{HCNI}^2 . Sendo que Barth, Landsman e Wahlen (1995) observaram um impacto positivo de 38% sobre a a variância de HCNI para sua amostra de Bancos, e não um impacto negativo como o obtido por essa amostra. Também se ressalta que, assim como na amostra de empresas não financeiras, a redução da volatilidade do resultado contábil deve ser atribuída ao efeito da covariância entre HCNI e URSGL, já que a magnitude de duas vezes desse valor negativo foi superior a variância positiva de URSGL.

Segundo Barth, Landsman e Wahlen (1995), esse sinal negativo da Cov (HCNI, URSGL), pode ser um indício da realização de “*cherry-picking*”, a realização de escolhas operacionais e contábeis que impactam o resultado. Nesse caso, tanto o sinal negativo da Cov (HCNI, URSGL) quanto o efeito de suavização do resultado, a magnitude de 2x dessa covariância ser superior a magnitude da variância de URSGL, podem ser indicativos de uma boa gestão de proteção ao risco por parte das organizações ou mesmo de escolhas operacionais com consequências contábeis.

Essas escolhas estão relacionadas a decisão por parte dos gestores em relação a realização no curto prazo de instrumentos financeiros com resultados positivos e postergação da venda daqueles com desempenho não satisfatório no mercado. Escolhas as quais tem impacto na classificação contábil dos instrumentos, como “Mantidos para Negociação” ou “Disponíveis para a Venda” e, conseqüentemente, sobre o lucro líquido e o lucro abrangente reconhecidos. Essa consequência contábil sobre o lucro líquido reconhecido devido as escolhas operacionais relacionadas a instrumentos financeiros, provavelmente, será enjeitada pela adoção do CPC 48 a partir de 2018, pois ambos os ajustes de valor justo passarão a ser reconhecidos no resultado.

Essas descobertas são compatíveis com a literatura que defende a suavização dos lucros por meio do uso de instrumentos financeiros, como os estudos de Barton (2001), Choi, Mao e Upadhyay (2015), Kilic et al. (2013), Pincus e Rajgopal (2002). Contudo, somente o estudo sobre Bancos de Fiechter (2011) convergiu para os mesmos achados dessa pesquisa, esse pesquisador também constatou a redução da volatilidade dos lucros contábeis de Bancos devido ao valor justo de instrumentos financeiros sob o contexto do IAS 39.

Sequencialmente, foram realizadas análises com base em dados sobre a volatilidade dos lucros ao longo do período amostral, 7 anos, para cada banco. Para isso foi calculado o desvio-padrão das variáveis de lucro por ação de cada banco ao longo desse período, obtendo assim 8 observações. A Tabela 11 apresenta as estatísticas descritivas desses desvios-padrão, com base nela pode-se constatar que a média, a mediana e o desvio-padrão do desvio-padrão de HCNI excede as mesmas estatísticas para o desvio-padrão do FVNI para a amostra de Bancos, assim como o que pode ser observado na Tabela 6 para a amostra de empresas não financeiras.

Contudo, verifica-se que, para a amostra de Bancos, até mesmo a média, a mediana e o desvio-padrão do desvio-padrão de URSGL excedeu as mesmas estatísticas para o desvio-padrão do FVNI, que de fato apresentou uma variabilidade inferior a todas as demais variáveis. Pela Tabela 11, também pode-se visualizar que, de fato, o desvio-padrão de HCNI excede o desvio-padrão de FVNI em 6 dos 8 Bancos analisados.

Tabela 11 – Estatística Descritiva da Amostra de σ do Lucro de Bancos

	σ_{HCNI}	σ_{FVNI}	σ_{URSGL}
Média do σ_i	1,068173	0,4425474	0,8559894
Mediana do σ_i	0,812226	0,372438	0,415503
Desv. Padrão do σ_i	1,026897	0,2471649	1,116622
Mínimo	0,1095845	0,117316	0,0593105
Máximo	3,419541	0,8535323	3,453294
Número de Empresas Não Financeiras com:			
$\sigma_{HCNI} > \sigma_{FVNI}$	6		
$\sigma_{HCNI} = \sigma_{FVNI}$	0		
$\sigma_{HCNI} < \sigma_{FVNI}$	2		

Fonte: Elaborada pelo autor

A Tabela 12 evidencia o resultado do teste de Shapiro-Wilk para os desvios-padrão das variáveis de lucros, mostrando que se rejeita a hipótese nula de comportamento normal para a variável σ_{HCNI} para um nível de confiança de 5%, mas não se rejeita para a variável σ_{FVNI} . Logo, foi aplicado o teste de hipótese não paramétrico de Wilcoxon para essas variáveis.

Tabela 12 – Resultado do Teste de Normalidade Shapiro-Wilk para a Amostra de σ do Lucro de Bancos

Variáveis	N. Observações	W	V	Z	Prob>Z
σ_{HCNI}	8	0,77654	3,113	2,145	0,01597
σ_{FVNI}	8	0,95715	0,597	-0,781	0,78255

Fonte: Elaborada pelo autor

Conforme os resultados do teste de Wilcoxon, rejeita-se a hipótese nula de que a mediana dos desvios-padrão de HCNI e FVNI sejam equivalentes estatisticamente a um nível de confiança de 5%, vide Tabela 13. Em outras palavras, o ajuste a valor justo reconhecido no resultado impacta na volatilidade dos lucros contábeis, significativa estatisticamente, ao longo do tempo para a amostra de Bancos, contudo não se pode afirmar se esse impacto é positivo ou negativo com base nesse teste.

Tabela 13 – Resultado do Teste de Wilcoxon para a Amostra de σ do Lucro de Bancos

Teste de Wilcoxon			
Sinal	Obs	Soma dos Postos	Esperado
+	6	33	18
-	2	3	18
Zero	0	0	0
Todos	8	36	36
Variância Sem Ajustes			51,00
<i>Adjustment for ties</i>			0,00
<i>Adjustment for zeros</i>			0,00
Variância Ajustada			51,00
H ₀ : HCNI = FVNI			
z = 2,1			
Prob > z = 0,0357			

Fonte: Elaborada pelo autor

Todavia, com base nas estatísticas descritivas, Tabela 11, pose-se observar a inferioridade do desvio-padrão, média e mediana do desvio-padrão de FVNI em relação ao desvio-padrão de HCNI, do predomínio de empresas na amostra cujo σ_{HCNI} é superior ao σ_{FVNI} , e do resultado do teste F, Tabela 10, acredita-se que o reconhecimento de instrumentos financeiros a valor justo no resultado tendeu, estatisticamente, a reduzir a volatilidade dos lucros contábeis dos Bancos analisados. Essa ocorrência poderia ser explicada por gestões de

risco responsáveis dentro desses Bancos, que evitam o uso de instrumentos para especulação ou que consigam prever tempestivamente o comportamento do mercado de forma a tomarem as melhores decisões, ou, mesmo, de gestões que realizem escolhas do tipo “*cherry-picking*”, escolhas operacionais vantajosas e oportunistas que tenham consequências na classificação contábil.

Portanto, averiguou-se que tanto empresas não-financeiras brasileiras de capital aberto quanto Bancos brasileiros de capital aberto, presentes na amostra, apresentaram uma tendência a suavização, redução da volatilidade, ao reconhecerem ajustes de valor justo dos instrumentos financeiros no lucro líquido. No entanto, a partir de 1º de janeiro de 2018 entrará em vigor o Pronunciamento Técnico CPC 48 – Instrumentos Financeiros (2017), análogo a IFRS 9 (2014), por meio do qual tanto instrumentos financeiros classificados como “avaliados a valor justo por meio do resultado” quanto como “disponíveis para a venda” deverão ter seus ajustes de valor justo reconhecidos no resultado do exercício, assim, sob esse novo cenário, é possível que esse resultado se altere.

Outro ponto a ser ressaltado, é que essa tendência a suavização, redução da volatilidade, tanto por parte das empresas não-financeiras quanto pelos Bancos pode impactar positivamente aos usuários primários das demonstrações contábeis, acionistas e credores, existentes e potenciais. Isso ocorre uma vez que tanto acionistas como credores preferem resultados consistente ao longo do tempo, sem grandes variações ou com crescimento gradativo, devido a aversão ao risco desses agentes (SMITH; STULZ, 1985; TRUEMAN; TITMAN, 1988; DECHOW; SLOAN; SWENNY, 1995; GOEL; THAKOR, 2003; ABDEL-KHALIK, 2007; CHOI; MAO; UPADHYAY, 2015). Assim, a suavização dos lucros pode gerar uma maior confiabilidade dos analistas em relação a expectativa de fluxos de caixa futuro. Entretanto, esse é um assunto que deve ser verificado com cuidado pelos auditores, já que esse alisamento pode ter uma origem artificial, intencional devido a escolhas contábeis.

6 Considerações finais

O objetivo dessa pesquisa foi averiguar se a adoção das normas IFRS relativas a mensuração e reconhecimento dos instrumentos financeiros pelo valor justo trouxe maior volatilidade nos resultados contábeis das empresas brasileiras de capital aberto. Neste trabalho, foram analisados mais especificamente os instrumentos financeiros classificados no grupo Ativos e Passivos Financeiros Mensurados a Valor Justo por meio do Resultado.

Tal questionamento foi motivado pelos estudos anteriores de Barth, Landsman e Wahlen (1995), Gebhardt, Reichardt e Wittenbrink (2004), Song (2008), Whalen (2008), Laux e Leuz (2009), PWC (2009), Zang (2009), Hail, Leuz, Wysocki (2010a), Duh, Hsu e Alves (2009) e Gebhardt (2012), Jager (2014). Em suma, esses estudos realizados ao longo das duas décadas anteriores, debruçaram-se na percepção de risco relativa à possibilidade de aumento da volatilidade dos resultados contábeis ocasionada pela adoção do valor justo na mensuração dos instrumentos financeiros ativos e passivos.

Outra motivação para essa investigação foi a aproximação e o possível alinhamento entre os órgãos FASB e IASB em relação ao tema de classificação, reconhecimento e mensuração de instrumentos financeiros derivativos e não derivativos ocorridos nos anos recentes. Outra lacuna reside na inexistência de pesquisas sobre esse tema no âmbito brasileiro, após a adoção completa das normas IFRS para sociedades anônimas, ocorrida a partir de 2010.

Assim, foi realizado um levantamento dos lucros líquidos, que consideram os instrumentos financeiros a valor justo, e dos ganhos e perdas não realizados decorrentes dessa mensuração a valor justo para todas as organizações da amostra, tanto instituições financeiras quanto não-financeiras. Com base nesses valores, foram calculados os lucros que não considerariam tais instrumentos a valor justo, mas sim a custo histórico amortizado. A partir

desses dados, foram realizados testes estatísticos para verificar a normalidade dos resíduos e, conseqüentemente, testes de hipótese, como o Teste-*F*, caso fosse verificada a normalidade, ou o Teste de Wilcoxon, caso não fosse verificada a normalidade.

Após analisar o efeito do resultado não realizado, oriundo do ajuste a valor justo de instrumentos financeiros reconhecido no resultado, constatou-se que houve diferenças estatisticamente significativas entre as volatilidades dos lucros que consideraram e que não consideraram tais ajustes para empresas não financeiras brasileiras de capital aberto para o período compreendido entre 2010 e 2016. Contudo, por se tratar de uma amostra não paramétrica, não se pôde verificar se essas diferenças foram explicadas por um aumento da volatilidade ou por uma suavização dos lucros. Porém, com base nas estatísticas descritivas, poder-se-ia constatar que, na média, haveria uma tendência de suavização dos lucros contábeis, o que coincidiria com os estudos de Barton (2001) e Pincus e Rajgopal (2002).

Já quanto a amostra de Bancos brasileiros de capital aberto, observou-se, estatisticamente, uma redução na volatilidade dos lucros contábeis devido ao reconhecimento do ajuste a valor justo no resultado oriundos da mensuração de instrumentos financeiros classificados como “Ao valor justo por meio do resultado”, também denominados como “Mantidos para a Negociação”. Esses achados corroboram aquilo que foi encontrado anteriormente por Fiechter (2011).

Em suma, os achados dessa pesquisa não permitiram identificar um aumento na volatilidade dos resultados das empresas brasileiras de capital aberto, mas sim uma tendência à redução. Isso desmistifica a argumentação contrária a adoção do valor justo para instrumentos financeiros quanto ao aumento da volatilidade nos resultados contábeis. Isso pode apresentar um impacto positivo na avaliação dessas empresas pelo mercado de capitais e por seus credores, uma vez que tais usuários tendem a apresentar uma preferência por lucros consistentes ao longo do tempo, conforme proposto pela literatura da área (SMITH; STULZ, 1985; TRUEMAN; TITMAN, 1988; DECHOW; SLOAN; SWENNY, 1995; GOEL; THAKOR, 2003; CHOI; MAO; UPADHYAY, 2015).

Esses resultados podem ser advindos de diversos fatores, dentre eles: (i) gestões de risco responsáveis por parte das empresas; (ii) uso de instrumentos financeiros para fins de *hedge* (mesmo sem a adoção do *hedge accounting*); (iii) provável escassez do uso da classificação de instrumentos financeiros no grupo “avaliados a valor justo por meio do resultado” (devido a receios do impacto desse grupo sobre os resultados contábeis), uma vez que não foi observada a magnitude desses ativos e passivos mediante o ativo total; (iv) gestões que realizam escolhas do tipo “*cherry-picking*”; (v) escolhas operacionais vantajosas com conseqüências sobre a classificação contábil desses instrumentos e sobre o lucro contábil reconhecido, entre outros.

Todavia, com a adoção do Pronunciamento Técnico CPC 48 – Instrumentos Financeiros (2017), a partir de 1º de janeiro de 2018, essas duas últimas justificativas poderão não ser mais válidas, uma vez que tanto o grupo de instrumentos financeiros “avaliados a valor justo por meio do resultado” quanto o de “disponíveis para a venda” deverão ter seus ajustes de valor justo reconhecidos no lucro líquido. Logo, é possível que o cenário se altere quanto ao impacto desses ajustes sobre a volatilidade dos resultados contábeis, já que os instrumentos cujo ajuste é reconhecido diretamente no patrimônio enquanto ainda não realizados passarão a ter tais variações do valor justo reconhecidos em resultado, caso não predominem instrumentos classificados como *hedge accounting* em contraposição aos demais classificados em “disponíveis para a venda”.

Assim, essa pesquisa sugere, como próximo passo, o estudo do impacto das mudanças do reconhecimento dos ajustes de valor justo segundo o Pronunciamento Técnico CPC 48 sobre a volatilidade do lucro líquido. Também seria interessante a verificação quanto a magnitude do uso da classificação de instrumentos financeiros nos grupos que utilizam a mensuração a valor

justo, se essa classificação é evitada. Recomenda-se, inclusive, a realização de estudos que verifiquem se a discricionariedade relativa ao uso da classificação “avaliados a valor justo por meio do resultado”, cujo impacto do valor justo é no resultado, e “disponíveis para a venda”, em que é reconhecido no patrimônio líquido até sua realização, é utilizada para fins das escolhas denominadas como “*cherry-pinning*”.

Referências

ABDEL-KHALIK, A. R. An empirical analysis of CEO risk aversion and propensity of smoothing earnings volatility. **Journal of Accounting, Auditing & Finance**, v. 22, n. 2, p. 201-235, 2007. <https://doi.org/10.1177/0148558X0702200209>.

ALLEN, F.; CARLETTI, E. Mark-to-market accounting and liquidity pricing. **Journal of Accounting and Economics**, v. 45, n. 2-3, p. 358-378, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2007.02.005>.

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

BARTH, M. E. Fair values and financial statement volatility. In: BORIO, C.; HUNTER, W. C.; KAUFMAN, G. G.; TSATSARONIS, K. (Org.). **The market discipline across countries and industries**. Cambridge, MA: MIT Press, 2004. Cap. 25, p. 323-334.

BARTH, M. E.; BEAVER, W. H.; LANDSMAN, W. R. Value-relevance of banks' fair value disclosures under SFAS 107. **The Accounting Review**, p. 513-537, 1996.

BARTH, M. E.; BEAVER, W. H.; LANDSMAN, W. R. Are banks' SFAS No. 107 fair-value disclosures relevant to investors? **Bank Accounting and Finance**, v. 10, p. 9-15, 1997.

BARTH, M. E.; BEAVER, W. H.; LANDSMAN, W. R. The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, n. 1-3, p. 77-104, 2001. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00019-2](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00019-2).

BARTH, M. E.; LANDSMAN, W. R.; WAHLEN; J. M. Fair value accounting: Effects on banks' earnings volatility, regulatory capital, and value of contractual cash flows. **Journal of Banking & Finance**, v. 19, p. 577-605, 1995. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(94\)00141-O](https://doi.org/10.1016/0378-4266(94)00141-O).

BARTON, J. Does the use of financial derivatives affect earnings management decisions? **The Accounting Review**, v. 76, n. 1, p. 1-26, 2001. <https://doi.org/10.2308/accr.2001.76.1.1>.

CHOY, J. J.; MAO, C. X.; UPADHYAY, A. D. Earnings Management and Derivative Hedging with Fair Valuation: Evidence from the Effects of FAS 133. **The Accounting Review**, v. 90, n. 4, p. 1437-1467, 2001. <https://doi.org/10.2308/accr-50972>.

CPC – Comitê de Pronunciamentos Contábeis. **CPC 38 – Instrumentos Financeiros: Reconhecimento e Mensuração**. 2009.

CPC – Comitê de Pronunciamentos Contábeis. **CPC 39 – Instrumentos Financeiros: Apresentação.** 2009.

CPC – Comitê de Pronunciamentos Contábeis. **CPC 40 (R1) – Instrumentos Financeiros: Evidenciação.** 2012.

CPC – Comitê de Pronunciamentos Contábeis. **CPC 48 – Instrumentos Financeiros.** 2016.

CVM – Comissão de Valores Mobiliários. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br>>. Acesso entre agosto de 2016 e julho de 2017.

DARGENIDOU, C.; MCLEAY, S. The Impact of Introducing Estimates of the Future on International Comparability in Earnings Expectations. **European Accounting Review**, v. 19, n. 3, p. 511-534, 2010. <https://doi.org/10.1080/09638180.2010.496550>.

DECHOW, P. M.; SLOAN, R. G.; SWEENEY, A. P. Detecting Earnings Management. **The Accounting Review**, v. 70, n. 2, p. 193-225, 1995.

DUH, R. R.; HSU, A. W.; ALVES, P. A. P. The impact of IAS 39 on the risk-relevance of earnings volatility: Evidence from foreign banks cross-listed in the USA. **Journal of Contemporary Accounting & Economics**, v. 8, n. 1, p. 23-38, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2012.03.002>.

ECKEL, N. The income smoothing hypothesis revisited. **Abacus**, v. 17, n. 1, p. 28-40, 1981. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6281.1981.tb00099.x>.

ECONOMÁTICA. Banco de Dados. Disponível em: <<http://www.economica.com.br>>. Acesso em: julho de 2017.

EMERSON, D. J.; KARIM, K. E.; RUTLEDGE, W. R. Fair Value Accounting: A Historical Review Of The Most Controversial Accounting Issue In Decades. **Journal of Business & Economics Research**, v. 8, n. 4, p.77-86, 2010. <https://doi.org/10.19030/jber.v8i4.705>.

ENRIA, A.; CAPPIELLO, L.; DIERICK, F.; GRITTINI, S.; HARALAMBOUS, A.; MADDALONI, A.; MOLITOR, P. A. M.; PIRES, F.; POLONI, P. Fair value accounting and financial stability. **European Central Bank (ECB) Occasional Paper**, n. 13, p. 3-48, 2004.

FASB – Financial Accounting Standards Board. **SFAS 133 – Accounting for Derivative Instruments and Hedging Activities.** 1998.

FÁVERO, L. P. L.; BELFIORE, P. P.; CHAN, B. L.; SILVA, F. L. **Análise de Dados: Modelagem multivariada para tomada de decisões.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FIECHTER, P. The Effects of the Fair Value Option under IAS 39 on the Volatility of Bank Earnings. **Journal of International Accounting Research**, v. 10, n. 1, p. 85-108, 2011. <https://doi.org/10.2308/jiar.2011.10.1.85>.

GEBHARDT, G. Financial instruments in non-financial firms: what do we know? **Accounting and Business Research**, v. 42, n. 3, p. 267-289, 2012. <https://doi.org/10.1080/00014788.2012.681859>.

GEBHARDT, G.; REICHARDT, R.; WITTENBRINK, C. Accounting for financial instruments in the banking industry: Conclusions from a simulation model. **European Accounting Review**, v. 13, n. 2, p. 341-371, 2004. <https://doi.org/10.1080/0963818042000204733a>.

GOEL, A. M.; THAKOR, A. V. Why Do Firms Smooth Earnings? **The Journal of Business**, v. 76, n. 1, p. 151-192, 2003. <https://doi.org/10.1086/344117>.

GUTHRIE, K.; IRVING, J. H.; SOKOLOWSKY, J. Accounting choice and the fair value option. **Accounting Horizons**, v. 25, n. 3, p. 487-510, 2011. <https://doi.org/10.2308/acch-50006>.

GWILLIAM, D.; JACKSON, R. H. G. Fair value in financial reporting: Problems and pitfalls in practice A case study analysis of the use of fair valuation at Enron. **Accounting Forum**, v. 32, p. 240–259, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.accfor.2008.01.003>.

HAIL, L.; LEUZ, C.; WYSOCKI, P. Global Accounting Convergence and the Potential Adoption of IFRS by the U.S (Part I): Conceptual Underpinnings and Economic Analysis. **Accounting Horizons**, v. 24, n. 3, p. 355-394, 2010. <https://doi.org/10.2308/acch.2010.24.3.355>.

HAIR J. F.; BLACK, W. C.; BADIM, B. J.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. **Análise Multivariada de Dados**. Porto Alegre: Bookman, 2009.

HEALY, P. M.; PALEPU, K. G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, p. 405-440, 2001. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00018-0](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00018-0).

HODDER, L. D.; HOPKINS, P. E.; WAHLEN, J. M. Risk-relevance of fair-value income measures for commercial banks. **The Accounting Review**, v. 81, n. 2, p. 337-375, 2006. <https://doi.org/10.2308/accr.2006.81.2.337>.

IASB – International Accounting Standards Board. **IAS 39 – Financial Instruments: Recognition and Measurement**. 1998.

IFRS – International Financial Reporting Standards. **IFRS 9 – Financial Instruments**. 2014.

JAGER, P. Fair value accounting, fragile bank balance sheets and crisis: A model. **Accounting, Organizations and Society**, v. 39, n. 2, p. 97-116, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.aos.2014.01.004>.

KAMIN, J. Y.; RONEN, J. The smoothing of income numbers: Some empirical evidence on systematic differences among management-controlled and owner-controlled firms. **Accounting, Organizations and Society**, v. 3, n. 2, p. 141-157, 1978. [https://doi.org/10.1016/0361-3682\(78\)90022-3](https://doi.org/10.1016/0361-3682(78)90022-3).

KILIC, E.; LOBO, G. J.; RANASINGHE, T.; SIVARAMAKRISHNAN, K. The impact of SFAS 133 on income smoothing by banks through loan loss provisions. **The Accounting Review**, v. 88, n. 1, p. 233-260, 2012. <https://doi.org/10.2308/accr-50264>.

LANDSMAN, W. R. Is fair value accounting information relevant and reliable? Evidence from capital market research. **Accounting and Business Research**, Special Issue: International Accounting Policy Forum, p. 19-30, 2007.
<https://doi.org/10.1080/00014788.2007.9730081>.

LAUX, C.; LEUZ, C. The Crisis of Fair Value Accounting: Making Sense of the Recent Debate. **Accounting, Organizations and Society**, v. 34, n. 6-7, p. 826-834, 2009.
<https://doi.org/10.1016/j.aos.2009.04.003>.

LEV, B.; KUNITZKY, S. On the association between smoothing measures and the risk of common stocks. **The Accounting Review**, v. 49, n. 2, p. 259-270, 1974.

MOHD, E. Accounting for software development costs and information asymmetry. **The Accounting Review**, v. 80, n. 4, p. 1211-1231, 2005.
<https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.4.1211>.

PETERSEN, M. A.; THIAGARAJAN, S. R. Risk measurement and hedging: With and without derivatives. **Financial Management**, v. 29, n.4, p. 5-29, 2000.
<https://doi.org/10.2307/3666367>.

PINCUS, M.; RAJGOPAL, S. The interaction between accrual management and hedging: Evidence from oil and gas firms. **The Accounting Review**, v. 77, n. 1, p. 127-160, 2002.
<https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.1.127>.

PLANTIN, G.; SAPRA, H.; SHIN, H. S. Marking-to-Market: Panacea or Pandora's Box? **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 2, p. 435-460, 2008.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2008.00281.x>.

POWER, M. Fair Value Accounting, Financial Economics and Transformation of Reliability. **Accounting and Business Research**, v. 40, n. 3, p. 197-210, 2010.
<https://doi.org/10.1080/00014788.2010.9663394>

PRICE WATERHOUSE COOPERS (PwC). **Point of View: A Proposal to Improve Fair Value Accounting**. 2009. Disponível em: http://www.pwc.com/en_US/us/point-of-view/assets/pwc_pointofview_fairvalue_012009.pdf

RYAN, S. G. Fair value accounting: Understanding the issues raised by the credit crunch. **Council of Institutional Investors**, n. julho, p. 1-24, 2008.

SMITH, C. W.; STULZ, R. M. The determinants of firms' hedging policies. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 20, n. 4, p. 391-405, 1985.
<https://doi.org/10.2307/2330757>.

SONG, C. J. An evaluation of FAS 159 fair value option: Evidence from the banking industry. Working Paper, Setembro, 2008. Disponível em: <
<http://ssrn.com/abstract=1279502>>. Acesso em: abril de 2016.

TAYLOR, A.; GOODHART, C. Procyclicality and volatility in the financial system: The implementation of Basel II and IAS 39. In: **Procyclicality of financial systems in Asia**. Palgrave Macmillan, UK, 2006. p. 9-37.

TRUEMAN, B.; TITMAN, S. An explanation for accounting income smoothing. **Journal of accounting research**, v. 26, Suplemento, p. 127-139, 1988. <https://doi.org/10.2307/2491184>.

WHALEN, R. C. The Subprime Crisis — Cause, Effect and Consequences. **Journal of Affordable Housing & Community Development Law**, v. 17, n. 3, p. 219-235, 2008.

WILSON, J. O.; CASU, B.; GIRARDONE, C.; MOLYNEUX, P. Emerging themes in banking: recent literature and directions for future research. **The British Accounting Review**, v. 42, n. 3, p. 153-169, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2010.05.003>.

ZHANG, H. Effect of derivative accounting rules on corporate risk-management behavior. **Journal of Accounting and Economics**, v. 47, n. 3, p. 244-264, 2009. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2008.11.007>.