



REVISTA AMBIENTE CONTÁBIL

Universidade Federal do Rio Grande do Norte

ISSN 2176-9036

Vol. 7. n. 2, jul./dez. 2015

Sítios: <http://www.periodicos.ufrn.br/ambiente>

<http://www.ojs.ccsa.ufrn.br/index.php/contabil>

<http://www.atena.org.br/revista/ojs-2.2.3-06/index.php/Ambiente>

Artigo recebido em: 14.11.2014. Revisado por pares em: 16.01.2015. Reformulado em: 27.01.2015. Avaliado pelo sistema double blind review.

EFEITOS DAS IFRS NO CONSERVADORISMO CONTÁBIL: UM ESTUDO EM COMPANHIAS ABERTAS DOS PAÍSES MEMBROS DO GLENIF

EFFECTS OF IFRS ON ACCOUNTING CONSERVATISM: A STUDY IN PUBLIC COMPANIES OF MEMBERS OF GLENIF

EFFECTOS DE LA NIIF PARA CONSERVADURISMO CONTABLE: UN ESTUDIO EN EMPRESAS PÚBLICAS DE LOS MIEMBROS DE GLENIF

Autores

Antônio Carlos Brunozi Júnior

Doutorando em Ciências Contábeis - Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS.
Docente da Universidade Federal de Viçosa – *Campus* de Rio Paranaíba. Endereço: Rodovia
MG 230, Km 7 – Rio Paranaíba, MG. – Brasil. Telefone: (34) 3855-9300.
E-mail: acbrunozi@yahoo.com.br

Angela Maria Haberkamp

Doutoranda em Ciências Contábeis - Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS.
Docente do Centro Universitário Univates. Endereço: Rua Avelino Tallini, 171 – Lajeado,
RS. Brasil. Telefone: (51) 3714-7000, Ramal: 5334.
E-mail: angelamh@univates.br

Tiago Wickstrom Alves

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Mestre em Economia
Rural pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Docente dos Programas de Pós-
Graduação em Ciências Contábeis e Economia da Unisinos. Endereço: Avenida Unisinos, 950
– Cristo Rei, São Leopoldo – RS. Brasil. Telefone: (51) 35908446.
E-mail: twass@unisinos.br

Clóvis Antônio Kronbauer

Doutor em Contabilidad y Auditoría - Universidad de Sevilla, US, Espanha. Docente do
Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade do Vale do Rio dos
Sinos – UNISINOS. Endereço: Avenida Unisinos, 950 – Cristo Rei, São Leopoldo – RS.
Brasil. Telefone: (51) 3591-1122, Ramal: 1597.
E-mail: clovisk@unisinos.br

RESUMO

É compreensível que devido a relevância dos relatórios contábeis e sua maior importância com a adoção das IFRS haja nas empresas uma preocupação com os fatores que causam interferência na sua qualidade, bem como, com os critérios utilizados na sua formação, consistência e avaliação. Dentre os fatores que exercem influência na qualidade das informações contábeis está o conservadorismo, definido por Basu (1997) como um reconhecimento assimétrico das perdas em relação aos ganhos, se refletem as más notícias mais rapidamente do que as boas notícias. Considerando este contexto, o presente estudo tem o objetivo de avaliar as magnitudes das influências das IFRS nos níveis de conservadorismo contábil das práticas adotadas nos países membros do GLENIF, mais especificadamente, Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru no período de 2003 a 2013. Com uma amostra de 513 empresas e 5643 observações, aplicou-se por meio de dados em painel a equação original de Basu (1997) e, posteriormente, incluiu-se uma variável *dummy* considerando os efeitos da adoção das IFRS no conservadorismo. Os resultados indicaram que, mesmo com a adoção das IFRS notou-se no Brasil e no México a presença de práticas conservadoras. Na Argentina constatou-se situação contrária, as IFRS amenizaram o conservadorismo nas empresas do país. Já no Chile, Colômbia e Peru os resultados não significativos foram insuficientes para indicarem a presença de conservadorismo após a adoção das IFRS.

Palavras-Chave: Conservadorismo Contábil. IFRS. Modelo de Basu (1997).

ABSTRACT

It is understandable that because the relevance of financial reporting and its importance to the adoption of IFRS in business there is concern about the factors that cause interference in its quality as well as with the criteria used in their training, consistency and evaluation. Among the factors that exert influence on the quality of accounting information is conservatism, defined by Basu (1997) as an asymmetric recognition of losses relative to gains, reflected the bad news faster than the good news. Considering this context, this study aims to assess the magnitude of the influence of IFRS on accounting conservatism levels of the practices adopted in GLENIF member countries, more specifically, Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru in the 2003 period 2013. With a sample of 513 companies and 5643 observations, applied through panel data the original equation Basu (1997) and later was included a dummy variable considering the effects of the adoption of IFRS in conservatism. The results indicated that, even with the adoption of IFRS was noted in Brazil and Mexico the presence of conservatism practices. In Argentina it was found opposite situation, IFRS eased conservatism in the country's companies. In Chile, Colombia and Peru non-significant results were insufficient to indicate the presence of conservatism after the adoption of IFRS.

Keywords: Accounting Conservatism. IFRS. Model Basu (1997).

RESUMEN

Es comprensible que, debido a la relevancia de la información financiera y su importancia para la adopción de las NIIF en los negocios existe la preocupación acerca de los factores que causan interferencias en su calidad, así como con los criterios utilizados en su formación, la consistencia y la evaluación. Entre los factores que ejercen influencia en la calidad de la información contable es el conservadurismo, definido por Basu (1997) como un reconocimiento asimétrica de pérdidas relativas a las ganancias, que se refleja la mala noticia

más rápido que las buenas noticias. Teniendo en cuenta este contexto, el presente estudio tiene como objetivo evaluar la magnitud de la influencia de las NIIF sobre la contabilidad niveles de conservadurismo de las prácticas adoptadas en los países miembros GLENIF, más específicamente, Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú en el periodo 2003-2013. Con una muestra de 513 empresas y 5.643 observaciones, aplicada a través de un panel de datos de la ecuación original Basu (1997) y más tarde se incluyó una variable ficticia para considerar los efectos de la adopción de las NIIF en el conservadurismo. Los resultados indicaron que, incluso con la adopción de las NIIF en Brasil y México la presencia de prácticas conservadoras. En Argentina se encontró situación opuesta, la NIIF alivió el conservadurismo en las empresas del país. En Chile, Colombia y Perú los resultados no significativos fueron insuficientes para indicar la presencia de conservadurismo después de la adopción de las NIIF.

Palabras clave: Conservadurismo Contable. NIIF. Modelo Basu (1997).

1. INTRODUÇÃO

É compreensível que devido a relevância dos relatórios contábeis nas empresas haja uma preocupação com os fatores que causam interferência na sua qualidade, bem como, com os critérios utilizados na sua formação, consistência e avaliação. Diferentes formas de reconhecimento e mensuração podem acarretar alterações na associação entre os preços dos ativos e as informações financeiras e, conseqüentemente, no entendimento dessas informações para o mercado de capitais.

Dentre os fatores que exercem influências na qualidade das informações contábeis está o conservadurismo, definido por Basu (1997, p. 4) como “a tendência dos contadores de exigir um maior grau de verificação para o reconhecimento das boas notícias do que das más notícias nas demonstrações financeiras”. No conservadurismo, “o lucro reflete as más notícias mais rapidamente do que as boas notícias” (BASU, 1997, p. 4).

Embora o *Financial Accounting Standards Board* - FASB tente amenizar o conservadurismo com o objetivo de alcançar a neutralidade da informação contábil (WATTS, 2003), a prática é sistematicamente utilizada a pelo menos 500 anos (BASU, 1997) e, continua sendo objeto de diversos estudos realizados nas últimas décadas (MARQUES *et al.*, 2014; CHEN *et al.*, 2014; SHROFF, VENKATARAMAN e ZHANG, 2013; QUIANG, 2007; BALL e SHIVAKUMAR, 2005; WATTS, 2003; AHMED *et al.*, 2002; BASU, 1997 e GRAY, 1980), o que comprova a sua importância em relação às informações contábeis.

Nos estudos realizados as influências e discussões do conservadurismo contábil são controversas. Por um lado, Watts (2003) e Ball, Kothari e Robin (2000) reconhecem a vertente do conservadurismo em um processo eficiente na redução da discricionariedade e da subjetividade das escolhas e dos conflitos de agência na divulgação do lucro contábil. Por outro lado, Marques, Santos e Rogers (2014) e Costa, Lopes e Costa (2006) apontam que um alto nível dessa prática pode prejudicar os resultados apresentados e as demais informações reveladas aos usuários, o que os tornam menos eficazes para a tomada de decisão.

Barth (2007) ainda argumenta que a prática do conservadurismo leva a números contábeis tendenciosos, uma vez que é considerado como um reconhecimento assimétrico entre o grau de verificabilidade exigido para o reconhecimento de receitas e ativos em comparação ao reconhecimento de despesas e passivos.

Adicional a esse contexto contraditório do conservadurismo na literatura, considera-se uma nova perspectiva para essas práticas, as influências do sistema regulatório. Com as alterações nas normas e procedimentos contábeis advindos com a inserção das *International Financial Reporting Standards* - IFRS tornou-se cada vez mais importante entender os incentivos para a evidência dessas novas normas e o *framework* institucional de cada país

(BERTIN e MOYA, 2013), implicando em relações com a qualidade das informações contábeis.

Segundo Chan, Lin e Mo (2010) esse processo de internacionalização e harmonização das normas contábeis representou uma reivindicação para o aumento da utilidade dos relatórios financeiros, permitindo aos administradores considerável discricção sobre a escolha dos métodos contábeis que melhor reflitam a realidade econômica e financeira das empresas.

Em outras palavras, devido ao intercâmbio entre os mercados de diversos países e a atuação multinacional das empresas gerou a necessidade de uma linguagem contábil única, que facilitasse o entendimento dos usuários em relação aos seus negócios. Nesse padrão, liderado pelo *International Accounting Standards Board* – IASB buscou-se a qualidade e a representação fidedigna das informações contábeis, reduzindo seu viés e preferências dos agentes econômicos, inclusive amenizando as perspectivas do conservadorismo nos resultados.

Neste cenário, estudos mostraram que a adoção das IFRS gerou impactos sobre a informação contábil (MACEDO, MACHADO e MACHADO, 2013; NARANJO, SAAVEDRA; VERDI, 2013; CAVALIER-ROSA; TIRAS, 2013; SANTOS *et al.*, 2013; SANTOS *et al.*, 2011), levando a melhorias na qualidade dos números financeiros. Para Ahmed e Duellman (2013), um dos indicadores dessa melhoria é a possível redução do conservadorismo contábil.

Martinez e Alves (2013) afirmam que as IFRS trouxeram conceitos e práticas que podem modificar o exercício do conservadorismo contábil. No entanto, de acordo a Leuz e Wysocki (2008) essa propriedade das informações contábeis podem apresentar diferenças em cada país, pois os fatores institucionais das nações influenciam os incentivos das empresas em evidenciar os vários eventos econômicos de distintas formas nos demonstrativos contábil-financeiros.

Diante disso, o presente estudo pretende responder à seguinte indagação: **As IFRS influenciaram no nível de conservadorismo das práticas contábeis adotadas nos países do Grupo Latino-americano Emissor de Normas de Informação Financeira - GLENIF?** Objetivamente, o estudo consiste em avaliar as magnitudes das influências das IFRS nos níveis de conservadorismo contábil das práticas adotadas nos países membros do GLENIF, mais especificadamente, Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru no período de 2003 a 2013.

O GLENIF representa um grupo de significativa importância, pois auxilia na conversão e aplicação das IFRS nos países latino-americanos. Apresenta como objetivo a contínua relação entre as nações que trabalham conjuntamente no processo de adoção e/ou convergência internacional buscando a melhoria da qualidade das demonstrações financeiras na região Latino-Americana.

Para o presente estudo parte-se do pressuposto de que há influência do conservadorismo na qualidade das informações contábeis, entendendo-se que, o grau de conservadorismo aplicado aos relatórios contábeis pode influenciar na qualidade da informação. Assim, com a adoção das IFRS hipotetiza-se (H_1) a diminuição das práticas conservadoras nos resultados contábeis dos países do GLENIF.

Considera-se que a Estrutura Conceitual Básica da Contabilidade (IASB - *The Conceptual Framework for Financial Reporting*) prevê a relevância e a informação fidedigna das informações contábeis, ou seja, a informação é capaz de auxiliar tempestivamente os agentes econômicos de maneira neutra e ausente de erros e viés. Com esses objetivos, o conservadorismo contradiz as IFRS, o que motivou sua retirada da estrutura conceitual.

Justifica-se esse estudo, primeiramente, sob a ótica de avançar na literatura, ao se analisar vários países e as influências das IFRS no conservadorismo contábil em vários anos. Em meios gerais, as pesquisas anteriores se concentravam somente em períodos curtos ou em

um país específico. Neste estudo, é possível identificar a partir da adaptação do modelo de Basu (1997) com dados em painel e uma amostra de 6 países e 513 empresas práticas de conservadorismo contábil diferentes entre as nações após a adoção das IFRS.

Os resultados indicaram que, mesmo com a adoção das IFRS notou-se no Brasil e no México a presença de práticas conservadoras. Na Argentina constatou-se situação contrária, as IFRS amenizaram o conservadorismo nas empresas do país. Já no Chile, Colômbia e Peru os resultados não significativos foram insuficientes para indicarem a presença de conservadorismo após a adoção das IFRS.

O estudo também contribui para a literatura ao considerar países emergentes no contexto de adoção das IFRS. Estudos anteriores focavam-se em nações desenvolvidas ou com padrões contábeis já elevados. Pesquisas em países latino-americanos agregam conteúdo e possibilidades de discussões para a influência das normas internacionais em ambientes informacionais diferentes.

Sob o aspecto acadêmico, este estudo busca alcançar o entendimento dos efeitos da harmonização das normas contábeis nos países e suas influências sobre o conservadorismo contábil, permitindo evidenciar a melhoria da qualidade das demonstrações financeiras. Em relação à sua relevância, a pesquisa se propõe a demonstrar as práticas contábeis, tornando-se úteis para analistas, investidores, reguladores e agentes do mercado, mensurando os possíveis efeitos desses procedimentos nas demonstrações financeiras reportadas.

Na continuidade desta introdução, descrevem-se a revisão de literatura onde se fundamentam a qualidade das informações contábeis, os conceitos e práticas de conservadorismo, em seguida, apresentam-se os procedimentos metodológicos, os resultados e suas discussões. A título de conclusão, discutem-se as principais constatações dessa pesquisa, suas limitações e sugestões para estudos futuros.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. A QUALIDADE DAS INFORMAÇÕES CONTÁBEIS

A complexidade e a dinâmica das atividades empresariais dificultam uma conceituação concreta sobre a qualidade da informação contábil (PAULO, CAVALCANTI; PAULO, 2013). Diante disso, as pesquisas sobre o tema descrevem diversos atributos ou características da qualidade do conteúdo informacional na Contabilidade (BARTH *et al.*, 2014; MARQUES; SANTOS; ROGERS, 2014).

Barth *et al.* (2014) apontam que a qualidade na Contabilidade está atrelada a busca de apresentar informações úteis aos seus diversos usuários. No entanto, com o crescente volume de transações e maior complexidade das atividades empresariais, as necessidades de informações dos administradores e dos demais usuários da Contabilidade tornam-se cada vez mais distintas e dificultam a determinação de qualidade para todos os usuários (PAULO, CAVALCANTE e MELO, 2012).

Diante disso, para se remeter a importância dessa preocupação da qualidade da informação contábil, se destaca o seu desenvolvimento mais significativo a partir do final dos anos de 1960 (KOTHARI, 2001). Os estudos de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) introduziram uma perspectiva diferente à abordagem normativa, então vigente, para a aplicação e o entendimento das informações contábeis sob um viés positivista, principalmente de suas relações com o mercado de capitais.

Para Kothari (2001), as pesquisas de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) inseriram uma abordagem positivista e científica para o conhecimento das informações contábeis, pois consideraram que são dinâmicas e têm sentido, representam consolidações e o desenvolvimento de novas práticas que evoluíram e conheceram um lucro líquido que não é

homogêneo (BALL e BROWN, 1968). Além disso, segundo Beaver (1968) esse tipo de informação heterogênea é uma questão de óbvia importância e um ponto focal para o entendimento de muitas medidas controversas na Contabilidade.

A partir desses autores representativos, a literatura contábil entendeu as informações e os relatórios contábeis como meios importantes para o conhecimento do desempenho e das estruturas nas empresas (MARQUES; SANTOS; ROGERS, 2014; AHMED; NELL; WANG, 2013).

Adicionalmente, considera-se que a informação contábil passou a ser estudada como influência mais significativa nas decisões individuais de seus usuários, afetando a alocação dos recursos e o funcionamento dos mercados e, conseqüentemente, a eficiência da economia (ETTREDGE, HUANG, ZHANG, 2012).

Nessa mesma linha de raciocínio, Naranjo, Saavedra e Verdi (2013); Paulo, Antunes e Formigoni (2008) notaram que as escolhas e as informações contábeis possuem efeitos sobre as empresas nos resultados de longo prazo ou mais imediatos, ou seja, as influências nas perspectivas futuras dos fluxos de caixa ou nos componentes do desempenho período a período.

Além dessa dimensão temporal, a qualidade das informações contábeis também assumiu muitas características subjetivas e mutáveis, sejam distintas entre ambientes, organizações e até indivíduos (BARTH *et al.*, 2014; ETTREDGE, HUANG e ZHANG, 2012).

Observou-se que a qualidade da informação contábil passou a ser entendida a partir de um conjunto amplo de várias dimensões e atributos (PAULO, CAVALCANTE e MELO, 2012). Para Dechow, Ge e Schrand (2010) considerou-se a qualidade da informação contábil por uma série de fatores sociais, econômicos, políticos e comportamentais, fazendo com que os diversos agentes econômicos possuam informações e entendimentos diferentes.

Concentraram-se diversos estudos com atributos que parecem influenciar essa qualidade, tais como: a persistência e a suavização dos lucros (CLUBB e WU, 2014; CHAN, 2013; DICHEV, GRAHAM, HARVEY e RAJGOPAL, 2013); accruals discricionários e não discricionários (LAWRENCE, SLOAN e SUN, 2013; HRAZDIL e SCOTT, 2013); a tempestividade no reconhecimento das perdas (ASGARI e BEHPOURI, 2014; BALL e EASTON, 2013); conservadorismo (BALL, KOTHARI e NIKOLAEV, 2013; AHMED e DUELLMAN, 2013); gerenciamento de resultados (BEUSELINCK e DELOOF, 2014); custo de capital (CORE, HAIL e VERDI, 2014; BARTH, KONCHITCHKI e LANDSMAN, 2013; JONES e TUZEL, 2013); a capacidade das informações financeiras capturarem ou resumirem os fatores que afetam o valor das ações; o sistema legal; o ambiente econômico e o desenvolvimento do mercado de capitais (HU *et al.*, 2014; HAU e LAI, 2013; RAPACH, STRAUSS e ZHOU, 2013) e a diferença entre o lucro contábil e o lucro tributável - *Book-Tax Differences* (BLAYLOCK, GAERTNER e SHEVLIN, 2014; WATRIN, EBERT e THOMSEN, 2014).

Neste cenário, Dechow, Ge e Schrand (2010) apontam que, as pesquisas empíricas se preocuparam em mensurar a qualidade, estabelecendo e testando critérios de métricas válidas, para ser possível a determinação da qualidade das informações contábeis. Para Paulo, Cavalcante e Melo (2012) quando se discute a qualidade das informações são apresentados diversos conceitos. Naranjo, Saavedra e Verdi (2013) afirmam que o conceito de qualidade é complexo e dependente dos objetivos dos usuários, além de depender do contexto em que a informação contábil está inserida (ETTREDGE, HUANG e ZHANG, 2012).

2.2. CONSERVADORISMO CONTÁBIL E A ADOÇÃO DAS NORMAS INTERNACIONAIS DE CONTABILIDADE

Para o entendimento do conservadorismo contábil também é importante se remeter ao conflito de interesses entre os administradores e os agentes e a assimetria de informações sob a ótica da Teoria de Agência. Essa prática é oportuna e pode ser divergente nos interesses, o que determina ganhos e perdas decorrentes de escolhas contábeis.

O conflito de agência, proposto inicialmente por Berle e Means (1932) e reforçado por Jensen e Meckling (1976) pode ser visto como um elemento essencial dentro das escolhas contábeis e a qualidade das informações. Neste contexto, o conservadorismo contábil é mais usualmente utilizado e estudado empiricamente e, se demonstra como oportuno para a determinação e mensuração do lucro contábil.

Segundo Fields, Lys e Vicent (2001) o conservadorismo se reflete nos interesses pessoais dos administradores ou agentes (informação assimétrica - seleção adversa) e, nesta situação, a informação contábil sofre a influência de critérios múltiplos de escolhas nas normas e práticas contábeis (PAULO, ANTUNES e FORMIGONI, 2008). Para Francis e Martin (2010); Paulo, Antunes e Formigoni (2008) com a aplicabilidade do conservadorismo se possibilita aos administradores/contadores escolherem alternativas válidas, apresentando as informações da maneira desejada e, conseqüentemente, impactando no desempenho ou na estrutura financeira e patrimonial da empresa.

Com base nesses conflitos de interesses informacionais, se reconhece os conceitos de conservadorismo, segundo Ball, Kothari e Robin (2000), em duas formas: a) o conservadorismo incondicional, *ex-ante* ou conservadorismo patrimonial, definido como a utilização do menor valor atual para ativos e receitas e maiores valores para passivos e despesas, representando uma subavaliação sistemática do patrimônio entre diferentes alternativas de avaliação (DANTAS, PAULO e MEDEIROS, 2013) e; b) o conservadorismo condicional, *ex-post* ou conservadorismo de resultado, que pressupõe uma assimetria no reconhecimento de boas e más notícias nos resultados - as más notícias são refletidas mais rapidamente do que as boas (BASU, 1997).

Na primeira perspectiva do conservadorismo (a), Basu (1997) explica que os ativos tenderão a estar subavaliados e os passivos superavaliados por qualquer métrica contábil patrimonial que se aplique. Ainda afirma que do ponto de vista patrimonial e econômico, significa um enviesamento da realidade.

A segunda forma de conservadorismo, a condicional, adquiriu relevância e mais estudos empíricos a partir de Basu (1997). Neste cenário, o conservadorismo contábil condicional é visto como uma prática em que as informações financeiras apresentadas aos usuários priorizam a possibilidade de perdas econômicas nos resultados, com base em eventos atuais de cunho negativo (BALL e SHIVAKUMAR, 2005; BASU, 1997). Essa prática apresenta diferenças sistemáticas no reconhecimento oportuno e na persistência dos resultados, o que contribui para a assimetria do resultado econômico da empresa (BALAKRISHNAN, WATTS e ZUO, 2013; BASU, 1997).

Observa-se, portanto, duas perspectivas para o conservadorismo: o incondicional e o condicional. No entanto, com relação a esses conceitos e seus efeitos na Contabilidade Paulo, Antunes e Formigoni (2008) afirmam que, não existe um consenso sobre a verdadeira utilidade proporcionada por essa prática.

Neste sentido, Watts (2003) apontou alguns benefícios significativos para o conservadorismo e a sua eliminação poderia ser prejudicial para as demonstrações contábeis, uma vez que, essa prática auxilia no controle e na governança, amenizando os conflitos de agência associados com os interesses e as decisões dos gestores (BALAKRISHNAN, CORE e VERDI, 2014).

Em contraposição, Ahmed e Duellman (2013) argumentaram que o conservadorismo limita as estimativas dos relatórios contábeis ao demonstrarem o potencial de crescimento e a capacidade de desenvolvimento das organizações, acarretando em efeitos negativos para as informações contábeis.

Independentemente das discussões da utilidade do conservadorismo tornou-se cada vez mais presente os estudos dessa prática na literatura, sejam internacionais (CHEN *et al.*, 2014; HU, LI e ZHANG, 2014; SHROFF, VENKATARAMAN e ZHANG, 2013; CHEN, CHEN e CHENG, 2013; BALL, KOTHARI e NIKOLAEV, 2013; BALAKRISHNAN, WATTS e ZUO, 2013; AHMED e DUELLMAN, 2013) e ou nacionais (MARQUES, SANTOS e ROGERS, 2014; BEUREN, THEISS e SANT'ANA, 2013; PAULO, CAVALCANTI e PAULO, 2013; DANTAS, PAULO e MEDEIROS, 2013; BRITO, LOPES e COELHO, 2012). Inclusive, várias outras *proxies* foram incorporadas para esta característica (como, estrutura de propriedade e capital, os tributos, o sistema regulatório contábil, setores, práticas de auditoria e a adoção das normas internacionais de Contabilidade).

Para a presente pesquisa se consideram o conservadorismo e a adoção das novas normas contábeis internacionais. Incorpora-se esta perspectiva ao modelo de Basu (1997). Os estudos sobre a convergência às normas internacionais de Contabilidade demonstram que se visou atingir padrões contábeis comparáveis e de alta qualidade, já se estima que 130 países adotaram esse padrão internacional (MARQUES, SANTOS e ROGERS, 2014).

Considerando o cenário de padrão internacional e a alta qualidade das informações contábeis, Ahmed e Duellman (2013) argumentaram que esse processo de convergência tem trazido melhorias nos relatórios contábeis e alterações nas práticas de conservadorismo podem acontecer.

Neste contexto, Chalmers, Clinch e Godfrey (2009) investigaram alterações na relevância dos valores do lucro e patrimônio em empresas australianas. Notaram que, as IFRS tiveram influências sobre o resultado, mas não implicaram em mudanças relacionadas ao conservadorismo no patrimônio das empresas.

Santos e Calixto (2010) verificaram resultados contábeis superiores após a adoção das novas normas contábeis no Brasil, confirmando a significativa presença do conservadorismo. Filipin *et al.* (2012) realizaram uma análise do conservadorismo condicional em empresas brasileiras da BMFeBovespa após a adoção das IFRS. Observaram que, as demonstrações contábeis elaboradas pelas novas normas internacionais são mais conservadoras do que aquelas elaboradas com as normas brasileiras.

Já Martinez e Alves (2013) em uma amostra de empresas de capital aberto demonstraram que a adoção das IFRS não trouxe alterações no grau de conservadorismo em relação ao período de análise, ou seja, de 2005 a 2010. Nesse mesmo sentido, Ke, Young e Huang (2013) não encontraram nenhuma evidência de que a adoção das IFRS obrigatórias mudasse o grau de conservadorismo contábil para as empresas não financeiras, independentes dos países de domicílio. Para as empresas financeiras domiciliadas em países com forte imposição legal, encontraram evidências fracas de que a adoção das IFRS obrigatórias aumentou o grau de conservadorismo contábil.

Há ainda de se destacar outros estudos que se utilizaram dessas relações, sendo: Macedo, Machado e Machado (2013); Naranjo, Saavedra e Verdi (2013); Cavalier-Rosa e Tiras (2013); Santos *et al.* (2011) e DeFond, Hu, Hung e Li (2011).

Diante do exposto, Martinez e Alves (2013) apontam que, o conservadorismo contábil e seus resultados dependerão das diversas variáveis utilizadas para determinar o seu contexto de influência. Além disso, na prática pode-se apontar que o conservadorismo é uma importante característica das informações financeiras e tem significativa relação com os fatores ligados às empresas.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1. DEFINIÇÃO E DELINEAMENTO DA AMOSTRA

Para a operacionalização do estudo foram analisadas as informações do lucro líquido contábil por ação, retorno econômico por ação, preços das ações (variáveis exigidas no modelo de BASU, 1997) e outros dados contábeis e financeiros de uma amostra de empresas constantes no *software* Economática®. Em decorrência das diferentes moedas de cada país, optou-se em coletar os dados em dólar dos Estados Unidos.

A análise de dados em painel compreendeu o período de 2003 a 2013, considerando um amplo espaço de análise para as influências das IFRS e o conservadorismo contábil. Esse período de observação possibilitou a redução na omissão de informações para várias empresas, compondo-se a amostra final com 513 entidades.

Há de se destacar que, para a determinação da amostra foram consideradas as companhias listadas em bolsa com ações ordinárias, sediadas nos países membros do GLENIF. Segundo o GLENIF (2014) esse órgão é responsável pelas discussões das práticas contábeis advindas do IASB e, posterior adoção nos países, respeitando o ambiente institucional de cada nação. Esse grupo é composto pelos seguintes países: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Equador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela.

Para a composição dessa amostra consideraram-se as perspectivas de participação no Produto Interno Bruto (PIB) do grupo, a quantidade populacional e a disponibilidade de dados (MARQUES, SANTOS e ROGERS, 2014; COSTA, COSTA e LOPES, 2006). Assim, os países analisados foram Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru.

Conforme dados do GLENIF (2014) esses países que compõem a amostra são responsáveis por 94% do PIB e representam 82% da população total dos países do grupo.

A partir da definição dos países foram identificadas no período pesquisado (2003 a 2013) 1.366 empresas, e após as exclusões por omissões de dados e *outliers* a amostra final se compôs de 513 empresas e 5643 (513 x 11 anos) observações, como detalhado no Quadro 1.

Quadro 1 - Composição e delineamento da amostra das empresas do estudo no período de 2003 a 2013

Amostra de Empresas – 2003 a 2013	<i>Argentina</i>	<i>Brasil</i>	<i>Chile</i>	<i>Colômbia</i>	<i>México</i>	<i>Peru</i>	Total
Amostra Inicial das Empresas por países	91	600	244	60	139	232	1366
(-) Exclusões (omissões de dados)/ <i>Outliers</i>	(31)	(392)	(139)	(40)	(60)	(191)	(853)
(=) Amostra Final das Empresas por países	60	208	105	20	79	41	513

Esse quadro sumariza a amostra das empresas em estudo por países. A primeira linha representa a população extraída da Economática®, enquanto a segunda linha demonstra as exclusões, por omissões de dados, e a retirada de *Outliers*. A linha final apresenta a amostra aplicada para a realização dos testes, conforme a quantidade de empresas por colunas em cada país.

Fonte: dados da pesquisa.

3.2. OPERACIONALIZAÇÃO E CONSIDERAÇÕES ANALÍTICAS DO MODELO

Para a análise do conservadorismo contábil e as influências das IFRS nos seis países considerados (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru) partiu-se do modelo de Basu (1997). O referido autor interpreta o conservadorismo demonstrando que o resultado reflete mais rapidamente as más notícias do que as boas notícias. Essa interpretação implica em diferenças sistemáticas informacionais mostrando que os resultados negativos são menos persistentes do que os resultados positivos (BASU, 1997).

O modelo de Basu (1997) é considerado um dos mais relevantes para analisar o conservadorismo, sendo utilizado por vários estudos. Citam-se Chen *et al.* (2014); Hu, Li e

Zhang (2014); Marques, Santos e Rogers (2014); Shroff, Venkataraman e Zhang (2013); Beuren, Theiss e Sant’Ana (2013); Paulo, Cavalcanti e Paulo (2013) e Dantas, Paulo e Medeiros (2013).

Simbolicamente, o modelo (1) é apresentado da seguinte maneira:

$$\frac{X_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 \frac{R_{it}}{P_{it-1}} + \beta_3 \frac{R_{it}}{P_{it-1}} DR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que,

i – empresas; t – períodos de 2003 a 2013;

X_{it} – é o resultado contábil (lucro ou prejuízo) por ação da empresa i no ano t ;

P_{it-1} – é o preço da ação da empresa i no ano $t-1$;

β_0 – termo do intercepto;

DR_{it} – variável *dummy* que assume 1 se o retorno econômico das ações for <0 , e 0 para os demais casos;

R_{it} – retorno econômico da ação da empresa i no ano t ;

$R_{it}DR_{it}$ – variável *dummy* multiplicada pelo retorno econômico;

ε_{it} – termo de erro residual da regressão.

A partir do modelo de Basu (1997) e, considerando os estudos de Marques, Santos e Rogers (2014); Macedo, Machado e Machado (2013); Martinez e Alves (2013); Zeghal, Chtourou e Fourati (2012); Santos *et al.* (2011) e Costa, Costa e Lopes (2006), pretende-se avançar essa literatura ao inserir uma variável para analisar os efeitos da adoção das IFRS nos 6 países pesquisados. Para determinar essa influência no conservadorismo contábil incorporou-se uma *dummy* representando 1 para os anos de adoção das IFRS e posteriores e, 0 para os demais casos.

Na determinação dos períodos de adoção das IFRS consideraram-se os seus anos iniciais de obrigatoriedade, o que permitirá analisar o conservadorismo contábil sob uma ótica mandatária nos 6 países em estudo. Segundo o GLENIF (2014), os períodos de obrigatoriedade das IFRS correspondem a: Argentina (início da obrigatoriedade em 2012); Brasil (início em 2008, mas obrigatoriedade em 2010); Chile (obrigatoriedade a partir de 2011); Colômbia (plano de adoção de obrigatoriedade a partir de 2010, mas ainda está em processo de implementação); México (início em 2012) e Peru (obrigatoriedade para as companhias de capital aberto a partir de 2011).

Diante disso, a equação modificada de Basu (1997) – (2) apresenta a variável *dummy* $DIFRS_{it}$ e suas interações, demonstrando para cada país os efeitos da adoção dessas normas internacionais no conservadorismo contábil. Ressalta-se que, será operacionalizada uma regressão para cada país, devido às diferenças nos períodos de implementação dessas normas internacionais (MARQUES, SANTOS e ROGERS, 2014; MARTINEZ e ALVES, 2013 e, COSTA, COSTA e LOPES, 2006). Essas distinções entre as nações permitiram analisar os níveis de conservadorismo das empresas, antes e após a adoção das IFRS. Assim, a equação é apresentada da seguinte maneira (modelo (2)):

$$\frac{X_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 \frac{R_{it}}{P_{it-1}} + \beta_3 \frac{R_{it}}{P_{it-1}} DR_{it} + \beta_4 DIFRS_{it} + \beta_5 DIFRS_{it} \frac{R_{it}}{P_{it-1}} + \beta_6 DIFRS_{it} DR_{it} + \beta_7 DR_{it} \frac{R_{it}}{P_{it-1}} DIFRS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Em que,

i – empresas; t – períodos de 2003 a 2013;

X_{it} – é o resultado contábil (lucro ou prejuízo) por ação da empresa i no ano t ;

P_{it-1} – é o preço da ação da empresa i no ano $t-1$;

β_0 – termo do intercepto;

DR_{it} - variável *dummy* que assume 1 se o retorno econômico das ações for <0 , e 0 para os demais casos;

R_{it} - retorno econômico da ação da empresa i no ano t ;

$R_{it}DR_{it}$ - variável *dummy* multiplicada pelo retorno econômico;

$DIFRS_{it}$ - variável *dummy* que assume 1 para os períodos de adoção e posteriores das IFRS, e 0 para os demais casos;

$DIFRS_{it}R_{it}$ - variável *dummy* das IFRS multiplicada pelo retorno econômico;

$DIFRS_{it}DR_{it}$ - variáveis *dummies* retorno econômico <0 e adoção das IFRS multiplicadas;

$DR_{it}R_{it}DIFRS_{it}$ - variáveis *dummies* retorno e adoção das IFRS multiplicadas pelo retorno econômico;

ε_{it} - termo de erro residual da regressão.

Considerando os modelos apontados é importante destacar alguns conceitos. Segundo Basu (1997), espera-se que a variável DR_{it} , apresente o sinal negativo, permitindo constatar se o lucro contábil é mais sensível aos resultados negativos do que positivos. O coeficiente β_2 demonstra o reconhecimento oportuno positivo ou negativo, em conjunto, do retorno econômico das ações pelo lucro contábil. Para Costa, Costa e Lopes (2006), espera-se o sinal positivo revelando uma associação entre o lucro contábil e o retorno das ações, retorno positivo reflete resultado positivo e retorno negativo reflete resultado negativo.

O coeficiente β_3 representa o conservadorismo condicional e, conforme Basu (1997) determina o reconhecimento assimétrico das perdas econômicas (más notícias) em relação aos ganhos (boas notícias). Espera-se que apresente coeficiente positivo e, superior e mais significativo do que β_2 . De acordo a Basu (1997), esse coeficiente positivo demonstra que o resultado contábil reflete mais oportunisticamente retornos negativos do que positivos, indicando a presença de conservadorismo.

Na equação modificada os coeficientes β_4 , β_5 , β_6 e β_7 foram incluídos no modelo e representam as relações entre o conservadorismo contábil e a adoção das IFRS nos 6 países. Para o estudo, os coeficientes β_5 , β_6 e β_7 são os mais importantes para a análise e, buscam determinar os efeitos das mudanças introduzidas pelas IFRS nas empresas dos países. O coeficiente β_5 captura a magnitude do reconhecimento oportuno de ganhos ou perdas após a adoção das IFRS, já β_6 e β_7 evidenciam os níveis de conservadorismo sob a presença das normas internacionais vigentes.

Estudos anteriores (SANTOS *et al.*, 2013; ZEGHAL, CHTOUROU, FOURATI, 2012; SANTOS *et al.*, 2011) indicaram uma relação positiva para β_5 , indicando que mesmo após a adoção das IFRS existe uma associação entre o lucro contábil e o retorno das ações.

Para β_6 se espera o sinal negativo, demonstrando a maior sensibilidade ao retorno negativo e para β_7 se determina o sinal positivo, demonstrando a presença do conservadorismo. No entanto, conforme previsto na estrutura conceitual das práticas contábeis também se consideram as relações contrárias desses coeficientes, apresentando a diminuição do conservadorismo. Essa situação é decorrente dos diferentes ambientes institucionais que ocorrem nos países (SANTOS *et al.*, 2013; FILIPIN *et al.*, 2012).

Ressalta-se que, nos dois modelos (1) e (2), descritos, para o controle do efeito escala (COSTA, LOPES e COSTA, 2006) defasaram-se as variáveis de retornos econômicos das ações pelo preço das ações do período anterior, conforme indicado por Basu (1997).

Há ainda de se destacar que, para a operacionalização destes modelos utilizou-se a regressão linear múltipla com dados em painel e os testes foram realizados por meio do *software Eviews 7*. Segundo Greene (2003), a principal vantagem de utilizar dados em painel é permitir ao pesquisador maior flexibilidade em modelar as diferenças no comportamento

entre as unidades analisadas, fazendo com que a heterogeneidade seja parte integrante do estudo, agregando um conjunto maior de informações, que enriquece a análise empírica.

Em relação à técnica de dados em painel três modelos são relevantes na sua aplicabilidade: o modelo *pooled* (ou de efeitos restritos), o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios (GREENE, 2003). Para a adequabilidade da aplicação dos dados em painel deve-se escolher o modelo mais apropriado.

Diante disso, para determinar qual o melhor modelo a ser utilizado com os dados em painel aplicou-se três testes. Em um primeiro momento, aplicou-se o teste de *Chow* para selecionar o modelo mais apropriado entre o modelo restrito e o modelo de efeitos fixos. Em um segundo momento, aplicou-se o teste de *Breusch-Pagan* para determinar o modelo mais apropriado entre o restrito e o de efeitos aleatórios. Em um último momento aplicou-se o teste de *Hausman*. Esse teste foi aplicado devido aos resultados do modelo, para verificar a adequação entre modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. De acordo a Greene (2003), com a realização do teste de *Hausman*, pode-se optar por uma ou outra especificação.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente, foram apresentaram as estatísticas descritivas das principais variáveis contínuas dos modelos (equação (1) e equação modificada (2) de BASU, 1997) na Tabela 1. Observando-se as variáveis do lucro por ação e retorno econômico por ação visualiza-se um cenário de volatilidade e heterogeneidade entre os países analisados.

As variáveis utilizadas na estimação do modelo apresentaram dispersões diferentes. Notaram-se significativas diversidades entre as amplitudes das variáveis, principalmente as decorrentes do lucro por ação (Brasil e Chile). A variável que representa o retorno econômico por ações também apresentou diferenças entre o máximo e o mínimo com destaque para o Brasil, Chile e México.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis lucro por ação e retorno econômico no período de 2003 a 2013

Países	Variáveis*	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Argentina	<i>Lucro por ação</i>	0,0905	0,4179	-2,2938	5,2065
	<i>Retorno econômico</i>	0,8311	2,6881	-6,0516	20,9306
Brasil	<i>Lucro por ação</i>	1,3965	48,868	-15,8296	181,3000
	<i>Retorno econômico</i>	7,5558	14,8137	-89,9617	381,5120
Chile	<i>Lucro por ação</i>	2,3992	6,3834	-2,5489	17,8800
	<i>Retorno econômico</i>	12,776	12,0220	-120,4258	200,2290
Colômbia	<i>Lucro por ação</i>	0,2021	1,3119	-1,9398	16,6777
	<i>Retorno econômico</i>	3,8757	10,728	-19,703	58,349
México	<i>Lucro por ação</i>	0,0145	0,3035	-0,6465	7,4988
	<i>Retorno econômico</i>	0,5584	4,0264	-10,8246	86,4567
Peru	<i>Lucro por ação</i>	0,1389	0,2350	0,9816	2,1077
	<i>Retorno econômico</i>	2,2964	7,6832	-2,3758	60,6898

*Variáveis defasadas pelos valores dos preços das ações dos anos anteriores, Basu (1997)

Essa tabela demonstra as estatísticas descritivas das variáveis contínuas dos modelos (1) e (2). A variável *Lucro por Ação* representa o resultado contábil (lucro ou prejuízo) por ação da empresa *i* (por país) no ano *t* (período de 2003 a 2013), enquanto a variável *Retorno Econômico* determina o retorno econômico da ação da empresa *i* (por país) no ano *t* (período de 2003 a 2013)

Fonte: Dados da pesquisa.

Adicionalmente na Tabela 2, também é demonstrada a frequência dos retornos econômicos da variável *dummy* (dicotômica) constante no modelo de Basu (1997). É possível visualizar a composição dos retornos econômicos positivos e negativos do período analisado.

Tabela 2 – Frequência da variável DR, em % no período de 2003 a 2013

Países das Empresas	Retorno Negativo (DR=1)	Frequência %	Retorno Positivo (DR=0)	Frequência %	Total
Argentina	225	3,99%	435	7,71%	660
Brasil	616	10,92%	1672	29,63%	2288
Chile	332	5,88%	823	14,58%	1155
Colômbia	46	0,82%	174	3,08%	220
México	174	3,08%	695	12,32%	869
Peru	107	1,90%	344	6,10%	451
Total	1500	26,58%	4143	73,42%	5643 (100%)

Essa tabela apresenta o comportamento das frequências de retornos (positivos ou negativos) das ações das empresas por países nos períodos de 2003 a 2013. A variável *DR* é uma *dummy* que assume 1 se o retorno econômico das ações for negativo, e 0 para os demais casos (positivo)

Fonte: Dados da pesquisa.

O Brasil foi o país que apresentou maior frequência de retornos positivos e de retornos negativos. Enquanto a Colômbia e o Peru se apresentaram de maneira oposta. Há de se destacar ainda que, 26,58% da amostra demonstraram retornos negativos no período de 2003 a 2013 e, 73,42% retornos positivos.

Após a análise descritiva das variáveis, para a aplicação dos dados em painel, inicialmente foram realizados alguns testes para a confirmação das hipóteses atreladas a este modelo. Em um primeiro momento, analisou-se a multicolinearidade das 2 equações (1) e (2) propostas para os 6 países.

Utilizando-se a correlação simples entre as variáveis, não foram identificados altos níveis de linearidades entre as variáveis explicativas (superior a 0,70). Os maiores níveis de correlações se apresentaram no Chile com valores próximos a 0,40. Apurou-se também que o fator de inflação das variáveis (VIF) - indicador de multicolinearidade - foi satisfatório, ou seja, menor do que 10.

Observou-se também a existência de heterocedasticidade (H_0 : Homocedasticidade; H_1 : Heterocedasticidade) – Teste de *White* e autocorrelação nas variáveis do modelo - Teste de *Breusch-Goodfrey* e coeficiente de *Durbin-Watson* para a adequação das regressões. Apuraram-se, em geral, poucos graus desses problemas nos modelos. No entanto, para amenizar esses pequenos distúrbios e, melhorar a especificação dos modelos optou-se por utilizar erros-padrão com a correção de *White (Coef covariance method)*, também denominados como erros-padrão robustos. Esse procedimento foi aplicado considerando os estudos e modelos similares de Marques, Santos e Rogers (2014); Rosa e Lustosa (2014) e, Martinez e Alves (2013).

Também foi verificada a normalidade na distribuição das variáveis e se detectou problemas nos 6 países. No entanto, em relação a esta situação, o presente estudo considera que, como se busca verificar a existência de explicação e o sinal da influência de variáveis independentes, o fato das distribuições das variáveis não serem normais não acarreta limitação para a análise.

Além disso, para Greene (2003), apesar de se assumir erros aleatórios normalmente distribuídos, a normalidade não é amplamente necessária para se obter muito dos resultados da regressão múltipla, podendo-se amenizar esse pressuposto. Wooldridge (2006) ainda expõe

que, os estimadores do método dos mínimos quadrados ordinários aproximadamente possuem distribuição normal em amostras suficientemente grandes, sendo consistentes e não-viesados.

A partir da verificação e correção das condições necessárias para o processo de estimação, aplicou-se a técnica de dados em painel. Para a estimação dos dois modelos foram aplicados os testes de *Chow*, *Breusch-Pagan* e *Hausman*. Em todos os 6 países os modelos de efeitos restritos (*pooled*) não foram satisfatórios e se analisaram os modelos de efeitos fixos e aleatórios. Optou-se por aqueles que se apresentavam estatisticamente significantes no teste de *Hausman*.

Para a equação original de Basu (1997) – modelo (1) e a análise do comportamento da persistência e oportunismo das boas e más notícias – conservadorismo, a Tabela 3 apresenta os resultados. Observaram-se que 5 modelos foram especificados pelos efeitos aleatórios (Argentina, Brasil, Chile, México e Peru) e, 1 pelos efeitos fixos (Colômbia). Notou-se também que os modelos com maiores poderes explicativos foram o do Peru (19,5%), Colômbia (19,3%) e da Argentina (18,8%).

Ressalta-se ainda que, o modelo de Basu (1997) considera o mercado eficiente e, como os países em estudo ainda apresentam um nível mais baixo de desenvolvimento de seus mercados de capitais, podem ser encontrados resultados diversificados.

Diante disso, a Tabela 3 demonstra os resultados das regressões por país. Observa-se que, o coeficiente da variável R_{it} (β_2) é significativo em todos os países, com Argentina, Brasil e México demonstrando uma associação contrária entre o lucro e retorno, enquanto Chile, Colômbia e Peru apresentam uma associação direta, ou seja, se as empresas apresentarem lucro contábil positivo haverá reflexo positivo nos preços das ações, e quando apresentarem lucro negativo refletirá negativamente no retorno econômico.

Tabela 3 – Resultados do modelo de conservadorismo (1) no período 2003 a 2013, conforme modelo proposto por Basu (1997)

Equação (1):
$$\frac{X_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 \frac{R_{it}}{P_{it-1}} + \beta_3 \frac{R_{it}}{P_{it-1}} DR_{it} + \varepsilon_{it}$$

Variável Dependente: $\frac{X_{it}}{P_{it-1}}$

Países	β_0	$DR_{it} (\beta_1)$	$R_{it} (\beta_2)$	$R_{it}DR_{it} (\beta_3)$	Efeitos	R ² ajust.
Argentina	0,3159 (5,973)*	-0,256547 (-3,677)*	-0,001025 (-10,203)*	0,001998 (3,322)*	Aleatórios	0,188
Brasil	0,125450 (3,249)*	-0,132719 (-3,480)*	-6,68E-09 (-2,335)**	0,000000132 (4,108)*	Aleatórios	0,013
Chile	0,157666 (4,338)*	-0,109941 (-2,613)*	0,00000133 (3,059)*	-0,000000872 (-1,552)	Aleatórios	0,028
Colômbia	0,093893 (7,145)*	-0,054652 (-2,328)**	0,000322 (2,959)*	-0,001151 (-2,447)**	Fixos	0,193
México	0,004486 (2,467)**	0,001564 (0,4307)	-0,000000664 (-1,753)***	-0,00000228 (-0,696)	Aleatórios	0,052
Peru	0,161634 (4,978)*	-0,081182 (-3,919)*	0,000109 (3,700)*	-0,00000743 (-0,212)	Aleatórios	0,195

Valor entre parênteses representa o valor do t estatístico. *Significativo a 1%; **Significativo a 5% e ***Significativo a 10%

Essa tabela demonstra a relação entre o conservadorismo contábil e a qualidade das informações contábeis nas empresas *i* (por países) e nos períodos *t* de 2003 a 2013. A variável X_{it} é o resultado contábil (lucro ou prejuízo) por ação da empresa *i* no ano *t*; P_{it-1} é o preço da ação da empresa *i* no ano *t-1*; β_0 é o termo do intercepto; DR_{it} é a variável *dummy* que assume 1 se o retorno econômico das ações for <0, e 0 para os demais casos; R_{it} é o retorno econômico da ação da empresa *i* no ano *t*; $R_{it}DR_{it}$ é a variável *dummy* multiplicada pelo retorno econômico e ε_{it} é o termo de erro residual da regressão. Defasaram-se as variáveis de retornos econômicos das ações pelo preço das ações do período anterior, conforme indicado por Basu (1997)

Fonte: Dados da pesquisa.

Em relação aos coeficientes β_1 e β_3 que mensuram diretamente o reconhecimento assimétrico das perdas em relação aos ganhos, notou-se que β_1 se apresentou com o sinal esperado (negativo) em 5 países e demonstrou maior sensibilidade aos retornos negativos, principalmente na Argentina e no Brasil. Para β_3 , que indica diretamente a presença do conservadorismo contábil, foi significativa na Argentina, Brasil e Colômbia.

A Argentina e o Brasil apresentaram indícios de conservadorismo no reconhecimento de boas e más notícias, isto é, demonstraram um coeficiente β_3 superior a β_2 e positivo. Neste cenário, ocorre um reflexo maior do retorno negativo no lucro contábil, tornando as perdas mais oportunas e os ganhos mais persistentes, ou seja, os lucros incorporam as más notícias mais rapidamente do que as boas notícias.

Assume-se nesses países (Argentina e Brasil) que a presença do conservadorismo indica um maior reconhecimento assimétrico entre perdas e ganhos. O que pode contradizer o aumento da qualidade informacional na Contabilidade com números viesados (BARTH, 2007).

Para Chile, México e Peru os coeficientes β_3 foram negativos e as variáveis não foram significativas. Indicaram-se que nestes países β_2 pode ser igual a β_3 , e portanto não se pode inferir se há presença da prática de conservadorismo contábil.

Já a Colômbia também apresentou β_3 negativo, mas significativo, isso representa que diferentemente das empresas chilenas, mexicanas e peruanas onde não se pode afirmar a presença de práticas conservadoras; nas companhias colombianas os ganhos (boas notícias) e as perdas (más notícias) são reconhecidas da mesma maneira, ou seja, não ocorrem oportunismos nas informações, mas a persistência na evidência dos lucros.

Neste cenário da Colômbia percebeu-se uma não indicação de conservadorismo contábil, o que pode demonstrar uma melhor qualidade dos números contábeis reportados aos agentes econômicos.

O modelo anterior (1) não inseriu a perspectiva da adoção das IFRS nos países, ou seja, não se determinou como as diferenças de resultados entre os países podem ser explicadas pelas mudanças das normas contábeis nacionais para as normas de padrão internacional. Diante disso, para verificar esses efeitos adaptou-se o modelo de Basu (1997) com a inserção de uma *dummy* e suas interações para considerar os períodos antes e após a adoção das IFRS – Modelo (2). A Tabela 4 demonstra os resultados.

Observou-se que com a inserção da variável *dummy* IFRS o poder explicativo dos modelos (2) nos países, em média, melhorou, e ainda as variáveis se tornaram mais significativas. Distintamente ao Modelo 1, 4 Modelos (2) foram especificados pelos efeitos aleatórios (Brasil, Chile México e Peru) e, 2 pelos efeitos fixos (Argentina e Colômbia).

Destaca-se que a melhoria dos R^2 's ajustados dos modelos indica que as IFRS são fatores explicativos e relevantes para os resultados das firmas nos países e, ainda, proporcionam um melhor entendimento das práticas conservadoras.

As variáveis de interesse e seus coeficientes, nesta análise, β_5 , β_6 e β_7 , se apresentaram significativos em alguns modelos nos países, o que permitiu analisar os efeitos da adoção das IFRS nas práticas de conservadorismo contábil em diferentes ambientes institucionais.

Percebeu-se essa diferenciação devido aos graus de convergência das IFRS nos países. Uma vez que, as práticas contábeis podem estar influenciadas pelas características próprias de cada nação e que a harmonização não significa a adoção de um padrão único e comum, mas, sim, harmonizado. Além disso, a adoção das IFRS pode não garantir, ao menos no curto e médio prazos, a adoção de atividades contábeis convergentes e harmonizadas.

A variável $DIFRS_{it}, R_{it}$ (β_5), em geral, demonstrou ainda um reconhecimento associado entre o lucro e o retorno econômico das ações sob a presença do padrão contábil internacional estabelecido pelas IFRS, somente o Brasil apresentou resultados contrários.

Tabela 4 – Resultados do modelo (2) de conservadorismo adaptado à adoção das IFRS, no período 2003 a 2013, conforme modelo proposto por Basu (1997)

Equação (2):
$$\frac{X_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 \frac{R_{it}}{P_{it-1}} + \beta_3 \frac{R_{it}}{P_{it-1}} DR_{it} + \beta_4 DIFRS_{it} + \beta_5 DIFRS_{it} \frac{R_{it}}{P_{it-1}} + \beta_6 DIFRS_{it} DR_{it} + \beta_7 DR_{it} \frac{R_{it}}{P_{it-1}} + DIFRS_{it} + \varepsilon_{it}$$

Variável Dependente: $\frac{X_{it}}{P_{it-1}}$

Países	β_0	$DR_{it}(\beta_1)$	$R_{it}(\beta_2)$	$R_{it}DR_{it}(\beta_3)$	$DIFRS_{it}(\beta_4)$	$DIFRS_{it}R_{it}(\beta_5)$	$DIFRS_{it}DR_{it}(\beta_6)$	$DR_{it}R_{it}DIFRS_{it}(\beta_7)$	Efeitos	R ² ajust.
Argentina	0,352955 (2,621)*	-0,230887 (-1,968)**	-0,001096 (-1,670)***	0,003735 (2,64)*	-0,265713 (-1,818)***	0,001425 (2,39)**	0,178905 (1,294)	-0,004399 (-3,004)*	Fixos	0,297
Brasil	0,179892 (3,23)*	-0,159589 (-2,93)*	-0,00000008 (-2,341)**	0,000000175 (4,33)*	-0,118608 (-2,060)**	-0,000000032 (-4,47)*	0,079816 (1,195)	0,0000000304 (4,101)*	Aleatórios	0,017
Chile	0,177228 (4,35)*	-0,112692 (-2,50)**	0,00000131 (2,97)*	-0,000000948 (-1,351)	-0,111289 (-2,66)*	-0,00000297 (-1,354)	0,080889 (1,652)***	0,00000311 (1,217)	Aleatórios	0,025
Colômbia	0,127635 (4,29)*	-0,075607 (-2,523)**	0,000230 (1,531)	-0,000969 (-3,249)*	-0,084287 (-2,253)**	0,000127 (0,619)	0,067337 (1,687)***	-0,000125 (-0,527)	Fixos	0,247
México	0,002993 (1,248)	-0,00187 (-0,452)	-0,00000080 (-0,698)	-0,000253 (-2,80)*	0,002611 (0,603)	0,00000564 (1,306)	0,000393 (0,048)	0,000197 (1,915)***	Aleatórios	0,015
Peru	0,172297 (5,38)*	-0,085829 (-3,068)*	0,000105 (3,478)*	-0,00000255 (-0,064)	-0,067309 (-2,665)*	0,000688 (1,752)***	0,055509 (2,104)**	-0,000751 (-1,139)	Aleatórios	0,189

Valor entre parênteses representa o valor do t estatístico. *Significativo a 1%; **Significativo a 5% e ***Significativo a 10%

Essa tabela demonstra a relação entre o conservadorismo contábil e a qualidade das informações contábeis nas empresas *i* (por países) e nos períodos *t* de 2003 a 2013. A variável X_{it} é o resultado contábil (lucro ou prejuízo) por ação da empresa *i* no ano *t*; P_{it-1} é o preço da ação da empresa *i* no ano *t-1*; β_0 é o termo do intercepto; DR_{it} é a variável *dummy* que assume 1 se o retorno econômico das ações for <0, e 0 para os demais casos; R_{it} é o retorno econômico da ação da empresa *i* no ano *t*; $R_{it}DR_{it}$ é a variável *dummy* multiplicada pelo retorno econômico; $DIFRS_{it}$ é a variável *dummy* que assume 1 para os períodos de adoção e posteriores das IFRS, e 0 para os demais casos; $DIFRS_{it}R_{it}$ é a variável *dummy* das IFRS multiplicada pelo retorno econômico; $DIFRS_{it}DR_{it}$ demonstra a interação entre as variáveis *dummies* retorno econômico <0 e adoção das IFRS multiplicadas; $DR_{it}R_{it}DIFRS_{it}$ representa as variáveis *dummies* retorno e adoção das IFRS multiplicadas pelo retorno econômico e ε_{it} é o termo de erro residual da regressão. Defasaram-se as variáveis de retornos econômicos das ações pelo preço das ações do período anterior, conforme indicado por Basu (1997)

Fonte: Dados da pesquisa.

O coeficiente β_6 da variável $DIFRS_{it}DR_{it}$ já apresentou possíveis amenizações dos reconhecimentos assimétricos das perdas – conservadorismo - nos países após as IFRS, devido ao seu sinal positivo (significativo no Chile, Colômbia e Peru).

No entanto, ao analisá-lo conjuntamente ao coeficiente β_7 somente a Argentina indicou a diminuição das práticas de conservadorismo contábil. Enquanto no Brasil e México é possível perceber que, independentemente da adoção das IFRS se verificou a presença de práticas conservadoras no lucro.

Os dois países (Brasil e México) apresentaram o coeficiente β_7 significativo e positivo, demonstrando que o reconhecimento oportuno das perdas se manteve após a vigência do novo padrão contábil. O México apresentou comportamento distinto quanto ao modelo (1), pois não foi possível mensurar se havia a presença de conservadorismo.

Destaca-se que, os resultados estatísticos encontrados no México ainda são iniciais, pois o processo de adoção das IFRS é recente (2012) e, ainda as empresas estão em um período de transição na aplicação de suas práticas contábeis.

No Brasil, a presença de conservadorismo após a adoção das IFRS traduz ainda, conforme indicam os estudos de (SANTOS *et al.*, 2013; MARTINEZ e ALVES, 2013; GARBRECHT *et al.*, 2012; SANTOS *et al.*, 2011 e COSTA, COSTA e LOPES, 2006), o ambiente cultural para o atendimento de fins fiscais. Segundo os autores, o país ainda não inseriu completamente a perspectiva das características qualitativas das informações contábeis.

Segundo Campos, Sarlo Neto e Almeida (2010); Coelho (2007) ainda persiste no Brasil o incentivo para a prática do conservadorismo quando da apuração de resultados por meio da antecipação de perdas, o que reduz o valor presente dos impostos a serem pagos no futuro. Essa situação pode ter efeito inverso, já que algumas perdas econômicas podem ter seu reconhecimento diferido em função de serem dedutíveis apenas quando de sua realização ou quando vinculadas às receitas.

As empresas do Chile, Colômbia e Peru não indicaram significância estatística em β_7 para demonstrar a presença de conservadorismo após a adoção das IFRS. Nesses países, mesmo indicando a significância de β_6 com um possível impacto favorável (sinal positivo) das IFRS, não foi possível mensurar a magnitude quando se consideram conjuntamente as práticas de conservadorismo.

Apesar do Chile e Peru apresentarem convergência nas práticas contábeis em relação às IFRS, os resultados não significativos demonstram processos de aderências e aplicações parciais quanto ao conservadorismo.

Na Colômbia, que no modelo (1) não se apresentou com práticas conservadoras, indica o estágio superficial de adoção das IFRS, ou seja, não ocorreu ainda a convergência nas práticas contábeis, nem nos processos de mensuração e evidênciação dos elementos patrimoniais.

Já a Argentina apresentou β_7 significativo e negativo, demonstrando que após a aplicação do novo padrão contábil internacional pode-se perceber uma diminuição das práticas de conservadorismo (diferentemente do modelo (1)). Neste país, indicam-se possíveis ausências de não reconhecimento assimétrico de perdas em relação aos ganhos econômicos não realizados.

O estudo de Bertin e Moya (2013) aponta que esse efeito das IFRS nas empresas argentinas pode ser parcial e decorrente do impacto inicial dessa adoção. Para os autores, as mensurações decorrentes do *fair value* podem auxiliar na diminuição das práticas conservadoras nos resultados.

No entanto, essas indicações de melhorias já se apresentam como importantes para o papel das informações contábeis no desenvolvimento de mercados de capitais menos relevantes. Com a redução do conservadorismo e das práticas que enviesam as informações se pode reduzir a assimetria de informações e o conflito dos agentes econômicos, possibilitando uma adequada comunicação para a tomada de decisões.

Em termos gerais, os resultados não sustentam a hipótese (H_1) da diminuição do conservadorismo contábil com a adoção das IFRS nos países, segundo preconiza a normativa conceitual do IASB. Somente na Argentina indícios foram apurados na amenização dessa prática.

Esses resultados podem conduzir ao entendimento do conservadorismo sob a ótica de melhoria ao contexto informacional da Contabilidade. Nakao (2012); Zhang (2011); Barth *et al.* (2008); Watts (2003) e Ball, Kothari e Robin (2000) entendem essa prática como favorável, reduzindo os conflitos de agência e demonstrando tempestividade e predibilidade no reconhecimento também das perdas nos eventos econômicos das firmas.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo analisou a existência e as magnitudes das práticas contábeis do conservadorismo antes e após a adoção das IFRS nas companhias de capital aberto de 6 países que compõem o GLENIF.

A partir dos fundamentos das escolhas contábeis dos agentes econômicos, fundamentando-se na Teoria de Agência e a busca da qualidade da informação contábil sem viés e fidedigna, compreendeu-se considerando o modelo de Basu (1997) as variáveis lucro,

retorno, boas e más notícias e as IFRS. Diante desse cenário, pretendeu-se investigar se a Contabilidade reconhece mais rapidamente as informações referentes às perdas do que os ganhos, inserindo-se, neste contexto, as perspectivas de implementação das IFRS nas nações.

Inicialmente, analisando-se separadamente o conservadorismo contábil sem a *dummy* IFRS observou-se que, 3 países com exceção da Argentina, Brasil e México possuem uma associação entre o lucro contábil e o retorno econômico das ações, ou seja, por meio do β_2 no modelo (1), em geral, o resultado contábil se reflete diretamente nos preços das ações.

Em relação aos coeficientes que medem o conservadorismo neste mesmo modelo, principalmente β_1 e β_3 em comparação à β_2 , somente Argentina e Brasil apresentaram indícios significativos das práticas de conservadorismo. Nos dois países notaram-se a presença do conservadorismo e o reconhecimento mais oportuno das perdas e a persistência dos ganhos, em suma, apresentaram-se reconhecimentos assimétricos das informações contábeis.

Na Colômbia o coeficiente se demonstrou significativo e negativo, denotando que se considera o reconhecimento contábil simétrico para as perdas e ganhos nas empresas desse país. Para a Chile, México e Peru os coeficientes β_3 foram negativos e as variáveis não foram significativas. Indicaram-se que nestes países β_2 pode ser igual a β_3 , e portanto não se pode inferir se há presença da prática de conservadorismo contábil.

O modelo (2) na equação modificada de Basu (1997) inseriu a *dummy* IFRS para se captar mais adequadamente as influências das práticas do conservadorismo. Verificou-se que, os coeficientes β_5 , β_6 e β_7 se apresentaram significativos em alguns países.

No Brasil, observou-se que ainda ocorrem as práticas do conservadorismo, principalmente devido ainda ao enraizamento da Contabilidade para fins tributários, conforme indicado por outros estudos. Apesar da adoção obrigatória das IFRS a partir de 2010 a cultura brasileira muito se preocupa em atender ao Fisco. No México a evidência da presença dessa prática pode ser justificada pela recente implementação do padrão contábil internacional, iniciando-se sua obrigatoriedade em 2012.

Já a Argentina apresentou melhorias com a adoção das IFRS, comprovando a redução do conservadorismo. Os coeficientes indicaram a significância e o sinal negativo que correspondem a indícios da representação relevante e fidedigna das informações contábeis. Quanto aos outros países não se apresentou significância em β_7 . Apesar de indícios de efeitos favoráveis das IFRS, não é possível mensurar suas magnitudes.

Diante do exposto, este estudo mostrou evidências empíricas que as IFRS impactaram nas práticas do conservadorismo contábil em diversos países. Pode-se constatar que em alguns países esse padrão já se apresentou favorável, propiciando e permitindo um ambiente mais qualitativo das informações contábeis.

No entanto, ressalta-se que o estudo não confirmou a hipótese atrelada a diminuição do conservadorismo com a aplicação da estrutura conceitual do IASB. Os países da amostra ainda mantêm, em sua maioria, práticas relacionadas ao reconhecimento assimétrico das informações.

Esses resultados contribuem para a manutenção da literatura contraditória desse tema, inclusive em países da América Latina e, ainda, pode fortalecer o entendimento do conservadorismo como característica favorável à informação contábil, conforme indicam as pesquisas realizadas em países desenvolvidos e com mercados de capitais mais dinâmicos.

Além disso, sugere-se que as IFRS ainda não foram totalmente efetivas nesses países pesquisados, o que demonstrou a não significância das variáveis explicativas em alguns modelos.

Diante desse cenário, como contribuição teórica o estudo pôde avançar nas relações do conservadorismo contábil, inserindo uma perspectiva diferente de outras pesquisas em relação à adoção das IFRS. Na prática a pesquisa fornece evidências para os usuários das informações contábeis e demonstram indícios para a percepção da qualidade dos demonstrativos

financeiros reportados, enquanto para os reguladores e elaboradores das normas contábeis, o estudo mostra que o objetivo de qualidade, de certa maneira, tem sido atingido em alguns países.

Considerando as limitações e visando ao desenvolvimento de novos estudos, pondera-se a omissão de muitas informações contábeis e financeiras e também de países. Também se limita a análise do conservadorismo ao modelo aplicado no estudo. Como sugestões para pesquisas futuras, pondera-se a busca por novos dados dos países do GLENIF, a análise por setores da economia e a inserção de variáveis que representem distúrbios econômicos ou normas/procedimentos contábeis significativos em cada período.

Para limitações e diferenças não observadas é especialmente interessante aprofundar o conservadorismo relacionado aos incentivos de evidenciação e o *framework* institucional de cada país.

Fatores relacionados à governança corporativa, como as características dos Conselhos de Administração e Auditoria das firmas, a natureza dos principais acionistas, a separação de propriedade e controle e, as características dos mercados de capitais das nações se representam como importantes e agregados ao entendimento dos efeitos das IFRS nas práticas contábeis das empresas.

Ressalta-se ainda que, o conservadorismo contábil também pode ser discutido como característica de evidenciação e demonstração aos investidores e credores da simetria de informações entre ganhos e perdas. Assim, nessa vertente da literatura a relevância conceitual dessa prática estará relacionada à tempestividade e a predibilidade para os resultados.

REFERÊNCIAS

AHMED, A.S.; BILLINGS, B.; MORTIN, R.; STANFORD, M. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. **The Accounting Review**, v. 77, p. 867-890, 2002.

AHMED, A. S.; DUELLMAN, S. Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. **Journal of Accounting Research**, v. 51, p. 1-30, 2013.

AHMED, A. S.; NEEL, M.; WANG, D. Does Mandatory Adoption of IFRS Improve Accounting Quality? Preliminary Evidence. **Contemporary Accounting Research**, v. 30, p. 1344-1372, 2013.

ASGARI, M. R.; BEHPOURI, M. A. Investigating the effect of tax costs on accounting conservatism: Evidence from Tehran Stock Exchange. **Management Science Letters**, v. 4, p. 5-10, 2014.

BALAKRISHNAN, K.; WATTS, R. L.; ZUO L. **Accounting Conservatism and Firm Investment: Evidence from the Global Financial Crisis**. Working Paper, MIT Sloan, 2013.

BALAKRISHNAN, K; CORE, J. E.; VERDI, R. S. The Relation Between Reporting Quality and Financing and Investment: Evidence from Changes In Financing Capacity. **Journal of Accounting Research**, v. 52, p. 1-36, 2014.

BALL, R.; BROWN, P. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. **Journal of Accounting Research**, v. 6, p. 159-178, 1968.

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

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

BALL, R.; KOTHARI, S. P.; NIKOLAEV, V. V. Econometrics of the Basu Asymmetric Timeliness Coefficient and Accounting Conservatism. **Journal of Accounting Research**, v. 51, p. 1071-1097, 2013.

BALL, Ray; KOTHARI, S. P.; VALERI, V. N. Econometrics of the Basu Asymmetric Timeliness Coefficient and Accounting Conservatism. **Journal of Accounting Research**, v. 51, p. 1071-1097, 2013.

Barth, M. E. Standard-setting measurement issues and the relevance of research. Accounting and Business Research Special Issue: **International Accounting Policy Forum**, 2007.

BARTH, M. E.; Landsman, W. R.; Lang, M. International Accounting Standards and Accounting Quality. **Journal of Accounting Research**, v. 46, p. 47-498, 2008.

BARTH, Mary E.; KONCHITCHKI, Yaniv; LANDSMAN, Wayne R. Cost of capital and earnings transparency. **Journal of Accounting and Economics**, v. 55, p. 206-224, 2013.

BARTH, M. E.; LANDSMAN, W. R.; WAYNE, R.; RAVAL, V.; WANG, S. **Conservatism and the Information Content of Earnings**. Working Paper, UNC Kenan-Flagler Research Paper, 2014.

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

BEAVER, W. H. The Information Content of Annual Earnings. **Journal of Accounting Research**, v. 6, p. 67-92, 1968.

BERLE, Adolf; MEANS, Gardiner C. **A Moderna Sociedade Anônima e a Propriedade Privada**. São Paulo: Abril Cultural, 1984.

BERTIN, J.; MOYA, J. T. A. The effect of mandatory IFRS adoption on accounting conservatism of reported earnings. **Revista Latinoamericana de Administración**, v. 26, p. 139-169, 2013.

BEUSELINCK, Christof; DELOOF, Marc. Earnings Management in Business Groups: Tax Incentives or Expropriation Concealment? **The International Journal of Accounting**, v. 49, p.27-52, 2014.

BEUREN, I. M.; THEISS, V.; SANT´ANA, S. V. Conservadorismo Contábil no Reconhecimento de Ativos Intangíveis em Fase de Pesquisa e Desenvolvimento: Um Estudo em Empresas da BMeFBOVESPA. **Contabilidade, Gestão e Governança**, v. 16, p. 98-111, 2013.

BLAYLOCK, Bradley S.; GAERTNER, Fabio B.; SHEVLIN, Terry J. **Book-Tax Conformity and Capital Structure**. Working Paper, Oklahoma State University, 2014.

BRITO, G. A. S.; LOPES, A. B.; COELHO, A. C. D. Conservadorismo nos lucros contábeis dos bancos no Brasil: a influência do controle estatal. **Revista Universo Contábil**, v. 8, p. 19-39, 2012.

CAMPOS, G. M.; SARLO NETO, A.; ALMEIDA, J. E. F. de. A Influência da Tributação no Grau de Conservadorismo das Empresas. **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, v. 5, p. 39-51, 2010.

CAVALIER-ROSA, G.; TIRAS, S. L. Brazil's adoption of IFRS: fertile ground for examining earnings management. **Brazilian Business Review**, v. 10, p. 133-146, 2013.

CHAN, K. H.; LIN, K. Z.; MO, P. L.L. Will a departure from tax-based accounting encourage tax noncompliance? Archival evidence from a transition economy. **Journal of Accounting and Economics**, v. 50, p. 58-73, 2010.

CHAN, Changling. Time-Varying Earnings Persistence and the Delayed Stock Return Reaction to Earnings Announcements. **Contemporary Accounting Research**, v. 30, p. 549-578, 2013.

CHEN, S.; CHEN X.; CHENG, Q. Conservatism and Equity Ownership of the Founding Family. **European Accounting Review**, v. 22, p. 241-262, 2013.

CHEN, L. H.; FOLSON, D. M.; PAEK, W.; SAMI, H. Accounting Conservatism, Earnings Persistence, and Pricing Multiples on Earnings. **Accounting Horizons**, v. 28, p.233-260, 2014.

COELHO, Antônio Carlos Dias. **Qualidade Informacional e conservadorismo nos Resultados contábeis publicados no Brasil**. 2007. Tese (Doutorado) – Curso de Ciências Contábeis, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

COELHO, A. C. D.; CIA, J. N. S.; LIMA, I. S. Conservadorismo condicional na divulgação de lucros: diferenças entre companhias abertas brasileiras emissoras e não emissoras de ADR's entre sistemas contábeis. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 11, p. 117-149, 2010.

COSTA, P. S. **Implicações da adoção das IFRS sobre a conformidade financeira e fiscal das companhias abertas brasileiras**. 2012. Tese (Doutorado) – Curso de Contabilidade e Controladoria, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

COSTA, F. M.; LOPES, A. B.; COSTA, A. L. C. de O. Conservadorismo em Cinco Países da América do Sul. **Revista Contabilidade e Finanças - USP**, v. 41, p. 7-20, 2006.

CHALMERS, K.; CLINCH, G. J.; GODFREY, J. M. Adoption of International Financial Reporting Standards: Impact on the Value Relevance of Intangible Assets. **Australian Accounting Review**, v. 18, p. 237-247, 2009.

CLUBB, Colin; WU; GUOLI. Earnings Volatility and Earnings Prediction: Analysis and UK Evidence. **Journal of Business Finance e Accounting**, v. 41, p.53-72, 2014.

CORE, John E.; HAIL, Luzi; VERDI, Rodrigo S. **Mandatory Disclosure Quality, Inside Ownership, and Cost of Capital**. Working Paper, MIT Sloan, 2014.

DANTAS, J. A.; PAULO, E.; MEDEIROS, O. R. de. Conservadorismo condicional na Indústria Bancária Brasileira em Situações de Maior Percepção de Risco. **Revista Universo Contábil**, v. 9, p. 83-103, 2013.

DECHOW, P. M.; GE, W.; SCHRAND, C. M. Understanding earnings quality: a review of proxies, their determinants and their consequences. **Journal of Accounting and Economics**, v. 50, p. 344-401, 2010.

DeFOND, M.; HU, X.; HUNG, M. LI, S. The impact of mandatory IFRS adoption on foreign mutual fund ownership: The role of comparability. **Journal of Accounting and Economics**, v. 51, p. 240-258, 2011.

DICHEV, Iliia D.; GRAHAM, John R.; HARVEY, Campbell R.; RAJGOPAL, Shivaram. **The Misrepresentation of Earnings**. Working Paper, Duke University, 2013.

ETTREDGE, M.; HUANG, Y.; ZHANG, W. Earnings restatements and differential timeliness of accounting conservatism. **Journal of Accounting and Economics**, v. 53, p. 489-503, 2012.

FIELDS, T. D.; LYS, T. Z.; VINCENT, L. Empirical research on accounting choice. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, p. 255-307, 2001.

FILIPIN, R.; TEIXEIRA, S. A.; BEZERRA, F. A.; CUNHA, P. R. Análise do Nível de Conservadorismo Condicional das Empresas Brasileiras Listadas na BMEFBovespa após adoção dos IFRS. **Revista Contabilidade e Controladoria**, v. 4, p. 24-36, 2012.

FRANCIS, J. R.; MARTIN, X. Acquisition profitability and timely loss recognition. **Journal of Accounting and Economics**, v. 49, p. 161-178, 2010.

GARBRECHT, G. T.; TROMBELLI, R. D.; COLAUTO, R. D.; SCHERER, L. M. Conservadorismo condicional *ex post* a Lei 11.638/07: um estudo sobre a qualidade do lucro contábil em empresas listadas na BMEFBOVESPA. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, XII, 2012, São Paulo. **Anais ...** São Paulo: USP, 2012. Digital.

Grupo Latinoamericano de Emisores de Normas de Información Financiera (GLENIF). Disponível em: <http://glenif.org/br/index.php?option=com_contentview=articleid=65eItemid=66>. Acesso em 22 jul. 2014.

GRAY, S. J. The impact of international accounting differences from a security-analysis perspective: some European evidence. **Journal of Accounting Research**, v. 18, p. 65-96, 1980.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2013.

HAU, Harald; LAI, Sandy. Real effects of stock underpricing. **Journal of Financial Economics**, v. 108, p. 392-408, 2013.

HRAZDIL, Karel; Scott, Thomas. The role of industry classification in estimating discretionary accruals. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 40, p. 15-39, 2013.

HU, J.; LI, A. Y.; ZHANG, F. Does accounting conservatism improve the corporate information environment?. **Journal of International Accounting, Auditing and Taxation**, v. 23, p. 32-43, 2014.

HU, Gang; McLEAN, R. D.; PONTIFF, Jeffrey; WANG, QINGHAI. The Year-End Trading Activities of Institutional Investors: Evidence from Daily Trades. **Review Financial Studies**, v. 27, p. 1593-1614, 2014.

JENSEN, Michael; MECKLING, William. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. **Journal of Financial Economics**, v. 3, p. 305-360, 1976.

JONES, Christophers; TUZEL, Selale. Inventory investment and the cost of capital. **Journal of Financial Economics**, v. 107, p. 557-579, 2013.

KE, B.; YOUNG, D.; ZHUANG, Z. Mandatory IFRS Adoption and Accounting Conservatism. **Working Paper**, MIT Sloan, 2013.

KOTHARI, S. P. Capital Markets Research in Accounting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, p. 105-231, 2001.

LA PORTA, R.; DE-SILANES, F. L.; SHLEIFER, A. The economic consequences of legal origins. **Journal of Economic Literature**, v. 46, p. 285-332, 2008.

LAWRENCE, A.; SLOAN, Richard; SUN, YUAN. Non-discretionary conservatism: Evidence and implications. **Journal of Accounting and Economics**, v. 56, p. 112-133, 2013.

LEUZ, C.; WYSOCKI, P. D. Economic consequences of financial reporting and disclosure regulation: a review and suggestions for future research. **Working Paper**, University of Chicago, Chicago, 2008.

MACEDO, M. A. da S.; MACHADO, M. A. V.; MACHADO, M. R. Análise da Relevância da Informação Contábil no Brasil num Contexto de Convergência às Normas Internacionais de Contabilidade. **Revista Universo Contábil**, v. 9, p. 65-85, 2013.

MARQUES, A. V. C.; SANTOS, C. K. S.; ROGERS, P. Qualidade da Informação Contábil nos Países do GLENIF: Um Estudo do Conservadorismo Contábil. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, XIV, 2014, São Paulo. **Anais ...** São Paulo: USP, 2014. Digital.

MARTINEZ, A. L.; ALVES, J. de S. Efeitos da Adoção das IFRS no Conservadorismo Contábil de Companhias Brasileiras de Grande Porte, Abertas e Fechadas. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, XIII, 2013, São Paulo. **Anais** São Paulo: USP, 2013. Digital.

NAKAO, Sívio Hiroshi. **A adoção de IFRS e o legado da conformidade contábil-fiscal mandatária**. 2012. Tese (Livre Docência) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2012.

NARANJO, P.; SAAVEDRA, D.; VERDI, R. S. Financial Reporting Regulation, Information Asymmetry and Financing Decisions around the World. **Working Paper**, MIT Sloan, 2013.

PAULO, E.; ANTUNES, M. T. P.; FORMIGONI, H. Estudo sobre o conservadorismo nas companhias abertas e fechadas brasileiras. **RAE - Revista de Administração de Empresas**, v. 48, p. 46-60, 2008.

PAULO, I. I. S. L. de M.; CAVALCANTE, P. R. N.; PAULO, E. Relação entre Qualidade da Auditoria e Conservadorismo Contábil nas Empresas Brasileiras. **Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade**, v. 7, p. 305-327, 2013.

PAULO, E.; CAVALCANTE, P. R. N.; MELO, I. I. S. L. de. Qualidade das informações contábeis na oferta pública de ações e debêntures pelas companhias abertas brasileiras. **Brazilian Business Review**, v. 9, p.1-26, 2012.

QIANG, X. The Effects of Contracting, Litigation, Regulation, and Tax Costs on Conditional and Unconditional Conservatism: Cross-Sectional Evidence at the Firm Level. **The Accounting Review**, v. 82, p. 759–796, 2007.

RAPACH, David E.; STRAUSS, J. K.; ZHOU, Guofu. International Stock Return Predictability: What Is the Role of the United States? **The Journal of Finance**, v. 68, p. 633-1662, 2013.

ROSA, M. S. S.; LUSTOSA, P. R. B. Mercado e Desempenho Operacional Contábil de Longo Prazo. **Base – Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos**, v. 11, p. 34-46, 2014.

SANTOS, E. S.; CALIXTO, L. Impactos do Início da Harmonização Contábil Internacional (Lei 11.638/07) nos Resultados das Empresas Abertas. **RAE - Revista de Administração de Empresas**, v.9, p. 1-27, 2010.

SANTOS, C. K. S.; MARQUES, A. V. C.; RECH, I. J.; COSTA, P. S. de. Efeitos da adoção das IFRS no conservadorismo contábil das companhias abertas que exploram ativos biológicos. In: Congresso Brasileiro de Custos, XX, 2013, Uberlândia, MG. **Anais ...** Uberlândia: ABC, 2013. Digital.

SANTOS, L. P. G. dos; LIMA, G. A. S. F. de; FREITAS, S. C. de; LIMA, I. S. Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BMEFBOVESPA. **Revista Contabilidade e Finanças - USP**, v. 22, p. 174-188, 2011.

SHROFF, P. K.; VENKATARAMAN, R.; ZHANG, S. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings: An Event-Based Approach. **Contemporary Accounting Research**, v. 30, p. 215-241, 2013.

WATRIN, Christoph; EBERT, Nadine; THOMSEN, Martin. Book-Tax Conformity and Earnings Management: Insights from European One- and Two-Book Systems. **The Journal of the American Taxation Association In-Press**, v. 36, p. 185-205, 2014.

WATTS, R. L. Conservatism in accounting part I: explanations and implications. **Accounting Horizons**, v. 17, p. 207-221, 2003.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

ZEGHAL, D., CHTOUROU, S. M., FOURATI, Y. M. The Effect of Mandatory Adoption of IFRS on Earnings Quality: Evidence from the European Union. **Journal of International Accounting Research**, v. 11, p. 1-25, 2012.

ZHANG, J. **The Effect of IFRS Adoption on Accounting Conservatism** – New Zealand Perspective. Faculty of Business and Law, Auckland University of Technology, Auckland, 2011.