



São Paulo, 21 a 23 de Julho de 2014

**Novas Perspectivas
na Pesquisa Contábil**

**Qualidade da Informação Contábil nos Países do GLENIF: Um Estudo do
Conservadorismo Contábil**

ALESSANDRA VIEIRA CUNHA MARQUES
Universidade Federal de Uberlândia

CASSIUS KLAY SILVA SANTOS
Universidade Federal de Uberlândia

PABLO ROGERS
Universidade Federal de Uberlândia

Qualidade da Informação Contábil nos Países do GLENIF: Um Estudo do Conservadorismo Contábil.

RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi identificar o nível de conservadorismo contábil presente nas informações reportadas pelos países membros do GLENIF (Grupo Latino-Americano Emissor de Normas de Informação Financeira). Para tanto, utilizou-se uma amostra de 757 companhias abertas de sete países membros (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela) do GLENIF, no período de 2003 a 2012. Juntos os países que compõem a amostra da pesquisa representam 94% do valor do PIB e 82% da população no ano de 2012 dentro do grupo GLENIF. Em termos metodológicos, adotou-se o modelo desenvolvido por Basu (1997), que possibilita a análise do lucro contábil, retorno econômico das ações e reconhecimento assimétrico de boas e más notícias proporcionando a observação de presença ou não de conservadorismo contábil nos relatórios contábeis divulgados pelas empresas, os coeficientes do modelo foram estimados pelas técnicas de dados em painel: *fixed effects*, *random effects* e *pooled*. As informações necessárias para a aplicação da pesquisa foram coletados no banco de dados do *software* Economática®. Os resultados encontrados indicam que há uma relação entre o lucro contábil e o retorno econômico das ações para as empresas de todos os países componentes da amostra, sendo assim pode-se considerar que o resultado contábil reflete nos preços das ações, para todos os países membros utilizados na amostra desta pesquisa. Infere-se que, na Argentina, no Brasil, e na Colômbia não há presença de conservadorismo nas práticas contábeis; para os demais, Chile, México, Peru e Venezuela, os resultados estatísticos mostram que pode haver a presença de prática de conservadorismo contábil.

Palavras Chave: Conservadorismo. GLENIF. Informação Contábil.

1. INTRODUÇÃO

A harmonização internacional dos padrões contábeis torna-se uma necessidade em um mundo globalizado: melhora o fluxo de informação de forma útil e confiável entre os agentes econômicos e reduz custos e tempo para as transações comerciais (Raupp & Beuren, 2008; Segantini, Melo, Lucena, & Silva, 2013). A contabilidade é fortemente influenciada pelo ambiente em que opera (Niyama, 2010), logo a economia globalizada demanda uma contabilidade com padrão global.

Essa demanda por harmonização deu origem ao processo de convergência às Normas Internacionais de Contabilidade (NIC's) editadas pelo *International Accounting Standards Board* (IASB), que visam padrões contábeis comparáveis e de alta qualidade (Street, 2006). Segundo relatório da Deloitte (2013) estima-se que mais de 130 países já adotem as IFRS ou estejam em processo de convergência para o padrão internacional de contabilidade.

As características qualitativas da informação contábil almejadas pelo IASB na estrutura conceitual são: a relevância e a informação fidedigna. Segundo o IASB a informação contábil é considerada relevante se for capaz de auxiliar tempestivamente os agentes econômicos, e será considerada fidedigna se for confiável, ou seja, neutra e ausente de erro e viés. Com esses objetivos a prática contábil do conservadorismo adotado por vários países durante séculos (Santos, Lima, Freitas, & Lima, 2011) ficou na contramão das NIC's, motivando sua retirada da estrutura conceitual.

Soderstrom e Sum (2007) argumentam que as NIC's têm trazido melhoras na qualidade dos números contábeis e aumento na eficiência econômica. A redução do conservadorismo contábil é um dos indicadores dessa melhora (Barth, Landsman & Lang, 2008; Bowrin, 2008; Ahmed & Duellman, 2012). Yoon (2008), Piot, Dumontier e Janin (2010), Garbrecht, Trombelli, Colauto e Scherer (2012) corroboram com essa visão ao relatarem que o conservadorismo contábil exerce influência sobre a qualidade das demonstrações contábeis reportadas aos usuários, tornando-o núcleo das contendas entre qualidade da informação contábil e regulamentação.

Há uma vertente na literatura que defende o conservadorismo como um mecanismo eficiente na redução da discricionariedade e da subjetividade dos administradores na divulgação do lucro contábil (Ball, Kothari & Robin, 2000; Watts, 2003). Já Barth (2007) argumenta que a prática do conservadorismo leva a números contábeis tendenciosos, uma vez que é considerado como reconhecimento assimétrico entre o grau de verificabilidade exigido para o reconhecimento de receitas e ativos em comparação ao reconhecimento de despesas e passivos. Nesse caso, o conservadorismo induz ao reconhecimento de más notícias mais oportunamente nos resultados contábeis (Basu, 1997; Watts, 2003), gerando assim uma inclinação negativa no lucro contábil (Ball *et al.*, 2000).

Com o processo de conversão contábil o IASB iniciou parceria com grupos de países latino-americanos, visando a uma relação de discussões sobre as normas para facilitar o processo de conversão, observando as divergências e particularidades necessárias para cada país. Foi criado o Grupo Latino-americano Emissor de Normas de Informação Financeira (GLENIF). O GLENIF possui, até o momento, dezessete países como membros (Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Equador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguai, Peru, Republica Dominicana, Uruguai e Venezuela), que visam adequar as NIC emitidas pelo IASB considerando as condições particulares de cada país membro.

A presente pesquisa busca responder a seguinte questão: Qual o nível de conservadorismo contábil nos países membros do GLENIF? Nesse sentido, o objetivo da pesquisa consiste avaliar se os países que fazem parte do grupo de discussão das normas internacionais de contabilidade na América Latina apresenta conservadorismo contábil em suas informações financeiras, considerando que as NIC excluem a prática de suas normas emitidas pelo IASB, visando melhor qualidade dos relatórios contábeis.

Para tanto se utiliza do modelo de Basu (1997), que possibilita a análise do lucro contábil, retorno econômico das ações e reconhecimento assimétrico de boas e más notícias (conservadorismo contábil). A amostra da pesquisa foi composta por sete países membros (Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México, Peru e Venezuela), entre os dezessete participantes do GLENIF, avaliando as informações financeiras das companhias abertas listadas em bolsa, no período de 2003 a 2012.

Esse tipo de trabalho é relevante, devido ao atual contexto de movimentos mundiais em torno da convergência de normas contábeis e de organização de países em grupo como o GLENIF, que trabalham conjuntamente no processo de adoção e/ou convergências as NIC's, buscando a melhoria da qualidade das demonstrações financeiras na região Latino-Americana.

Sendo assim, pesquisas que se proponham a examinar e identificar semelhanças e diferenças existentes entre os países contribuem para o entendimento do seu ambiente institucional, tornam-se úteis para analistas, investidores, reguladores e agentes do mercado, orientando as mudanças demandadas pela sociedade globalizada e mensurando os possíveis efeitos dessas mudanças nas demonstrações financeiras reportadas.

A estrutura do estudo compreende quatro seções além dessa introdução. Na segunda, consta o referencial teórico que dá sustentação ao estudo. Na sequência, apresenta-se a metodologia da pesquisa utilizada, seguida da exposição dos resultados e sua análise. E na quinta seção, as considerações finais do estudo são expostas.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Segundo Ahmed, Nell e Wang (2013) não existe consenso sobre a definição de qualidade da informação contábil, esta medida está relacionada à representação fidedigna da situação econômica da empresa e é aceita pelos agentes econômicos. tais como normatizadores, reguladores, profissionais contábeis, usuários e acadêmicos. No entanto, o grande problema reside no fato das empresas serem capazes de aplicar métodos contábeis alternativos por vários motivos, visando influenciar os números contábeis divulgados de acordo com suas necessidades (Fields, Lys & Vincent, 2001).

A literatura contábil enumera algumas *proxies* para medida da qualidade dos números contábeis: acréscimos discricionários, empresa de auditoria, assimetria de informação, gerenciamento de resultados, nível de conformidade financeira e fiscal, sistema jurídico dos países, responsabilidade pelo estabelecimento de normas, influência da legislação fiscal, nível de evidenciação das informações, estrutura acionária, fonte de capitais das empresas e conservadorismo contábil (Basu, 1997; Soderstrom & Sun, 2007; Barth *et al.*, 2008; La Porta, De-Silanes & Shleifer, 2008; Costa, 2012; Iatridis & Dimitras, 2013; Ahmed *et al.*, 2013).

O grau de conservadorismo aplicado aos relatórios contábeis pode influenciar na qualidade da informação: um alto nível dessa prática pode ser prejudicial para os resultados apresentados e as demais informações reveladas aos usuários se tornam menos eficazes para a tomada de decisão (Costa, Lopes & Costa, 2006).

O IASB na revisão da Estrutura Conceitual 00 retirou o conservadorismo das características qualitativas da informação contábil, sob o argumento de que não é uma qualidade desejável nas demonstrações financeiras, pois se objetiva informações contábeis de qualidade, que tenha relevância para os usuários e retrate de forma fidedigna a situação econômica e financeira das empresas. A prática de conservadorismo pelos profissionais contábeis tem elevado grau de subjetividade e viés, podendo resultar em informações de baixa qualidade (Piot; Dumontier & Colauto, 2011; Hendriksen & Breda, 1999).

As características para as informações de qualidade almejadas pelo IASB vão ao encontro das demandas do mercado, ou seja, de fácil verificação, e reportada em momento oportuno, facilitando a comunicação entre os agentes econômicos, reduzindo o tempo e o custo na avaliação de investimentos econômicos (Brito, Lopes & Coelho, 2012; Costa *et al.*, 2006; Coelho & Lima, 2007).

O impacto do conservadorismo contábil nos relatórios financeiros ainda não é bem compreendido pelos pesquisadores (Watts, 2003). Estudos como os de Basu (1997), Watts (2003), Francis e Martin (2010) Ahmed e Duellman (2011) sugerem que o conservadorismo impede os gestores de divulgarem a situação econômica das empresas fidedignamente, distorcendo informações e alocação de recursos.

O conservadorismo contábil é visto como uma prática contábil em que as informações financeiras apresentadas aos usuários são elaboradas priorizando o pessimismo dos resultados ao invés do otimismo (Basu, 1997; Hendriksen & Van Breda, 1999). Tal prática poderia promover o comportamento excessivamente cauteloso por parte dos administradores para reconhecimento dos ganhos e investimentos e o contrário para as perdas e passivos, causando subinvestimentos e assimetria no reconhecimento do resultado econômico da empresa (Balakrishnan, Watts & Zuo, 2013).

De acordo com Watts (2003) o conservadorismo contábil tem alguns benefícios significativos, e sua eliminação pode ser prejudicial para as demonstrações contábeis, pois o conservadorismo auxilia nas práticas de governança corporativa, mitigando os conflitos de agência associados com as decisões de investimento dos gestores (Ball, *et al.*, 2000; Watts, 2003).

Outro benefício do conservadorismo contábil é apontado por Ahmed, Billings, Mortin e Stanford (2002) e Zhang (2008). Ambas as pesquisas encontraram que o conservadorismo melhora a capacidade de endividamento, com redução dos custos de captação, pois proporciona aos credores sinais mais oportunos de risco de inadimplência, e consequentemente, ao mutuário, taxas de juros mais baixas.

Contrários a essas indicações, Hendriksen e Breda (1999, p. 106) argumentam que “o conservadorismo conflita com o objetivo de divulgar toda informação relevante e também com a consistência no sentido de que é uma limitação relevante.” Ahmed e Duellman (2012) também comungam desses argumentos relatando que o conservadorismo aplicado aos relatórios contábeis pode ser prejudicial, uma vez que não considera o potencial de crescimento da instituição, subestimando sua capacidade de desenvolvimento.

De acordo com Barth *et al.* (2008), o conservadorismo contábil se opõe as características qualitativas exigidas para uma informação contábil relevante para a tomada de decisão, pois provoca viés negativo para a contabilidade.

Alguns estudos empíricos (Barth *et al.*, 2008; Ahmed & Duellman, 2012) têm sido desenvolvidos buscando a resposta se o conservadorismo contábil impacta positivamente ou negativamente na qualidade da informação contábil em vários contextos. Geralmente essas pesquisas utilizam o modelo de Basu (1997). Esse modelo parte da premissa do

reconhecimento mais oportuno de más notícias sobre os fluxos de caixa do que as boas notícias.

Basu (1997) com o objetivo de avaliar o reconhecimento assimétrico de boas e más notícias e a forma como o lucro incorpora o retorno econômico, utilizou como *proxy* de boas e más notícias o retorno positivo e negativo anual da ação. Para tanto, investigou todas as companhias abertas com títulos na Bolsa de Nova Iorque no período de 1963 e 1990. Os resultados mostraram que a prática de conservadorismo se tornou mais estável ao longo do período pesquisado. Uma justificativa apresentada para esse fenômeno é a uma possível reação ao aumento da responsabilidade legal dos auditores.

O modelo de Basu (1997) se tornou um marco para as pesquisas sobre conservadorismo contábil (Coelho & Lima, 2007). Posteriormente outros estudos foram surgindo, objetivando o maior entendimento dessa prática e suas consequências para o mercado financeiro e de capitais.

Ball *et al.* (2000) pesquisaram sobre a influência do sistema legal das jurisdições no nível de conservadorismo praticado no reconhecimento do lucro, nos seguintes países: Austrália, Canadá, Estados Unidos, Reino Unido, França, Alemanha e Japão. Encontraram que nos países classificados como *code-law* o lucro contábil é mais estável e menos conservador quando comparado com países classificados como *common-law*. Os autores argumentam que a influência governamental na fixação de normas contábeis, como é o caso dos países *code-law*, pode ocasionar a diminuição da demanda por informações contábeis oportunas e conservadoras.

Na pesquisa de Balkrishna, Couton e Taylor (2007) foi examinado o conservadorismo condicional em empresas australianas no período de 1993 a 2003. Os autores encontraram que os lucros das empresas australianas são condicionalmente conservadores, ou seja, uma má notícia está refletida no lucro mais rapidamente do que uma boa notícia, indicando um maior conservadorismo condicional. Segundo os autores essa descoberta indica o reconhecimento de forma assimétrica tempestiva de perdas econômicas.

Para identificar possíveis causas do conservadorismo, Khan e Watts (2009) investigaram as companhias americanas ao longo de três anos. Por meio da pesquisa foi verificado que ao longo do tempo, as companhias que tem um ciclo de investimento longo, falta de confiabilidade nas informações de retorno e um elevado nível de assimetria informacional, apresentam maior grau de conservadorismo. Os autores consideram que entre os fatores identificados, a assimetria informacional é o principal responsável para a presença do conservadorismo contábil, que na presente situação, poderia ser considerado uma prática que suaviza o impacto das diferenças de acesso à informação entre os usuários.

Ball, Robin e Shuang (2003) estudaram como o lucro contábil incorpora o resultado econômico em quatro países do leste da Ásia: Hong Kong, Malásia, Singapura e Tailândia. As evidências mostram que os incentivos enfrentados pelos gestores e auditores na emissão das demonstrações financeiras são mais determinantes nesses países do que as normas contábeis, implicando em informação de baixa qualidade, com presença de conservadorismo contábil e assimetria informacional.

Quando analisado individualmente os autores encontraram variação entre os países do estudo. Hong Kong apresenta a maior oportunidade na incorporação de ambos os ganhos e perdas econômicas, de acordo com a sua reputação mais orientada para o mercado. A Tailândia apresenta assimetria informacional, que é consistente com a forte influência governamental no estabelecimento de normas contábeis vivenciado pelo país.

Balakrishnan *et al.* (2013) observaram o grau de aplicação do conservadorismo contábil das empresas listadas no *Standard and Poor's Compustat* observando o período de crise financeira mundial (2007-2008). Os autores identificaram que as empresas com demonstrações financeiras menos conservadoras tiveram um declínio mais acentuado das atividades de investimento após o início da crise financeira. Já as empresas com nível maior de conservadorismo tiveram menor sensibilidade à queda nos investimentos causada pela crise financeira. Essa situação é justificada pelo fato da expectativa de retorno já estar subavaliada antes da crise, por tanto, a sua existência não teve muito impacto em relação às instituições com relatórios menos conservadores.

Foi constatado que empresas com maiores níveis de conservadorismo foram capazes de captar maiores volumes de dívidas e experimentaram menores declínios no desempenho das ações, ambos após o início da crise (Balakrishnan *et al.*, 2013). Os resultados dessa pesquisa, quando analisados conjuntamente, sugerem que o conservadorismo contábil melhora a capacidade de endividamento e reduz o subinvestimento.

Costa *et al.* (2006) pesquisaram o conservadorismo contábil nas empresas argentinas, brasileiras, colombianas, peruanas e venezuelanas, utilizando o modelo de Basu (1997). Os resultados mostram que existe reconhecimento assimétrico entre boas e más notícias, sugerindo presença de conservadorismo contábil, exceto para o Brasil e a Venezuela. De acordo com os autores o uso demasiado do conservadorismo pode impactar negativamente na qualidade dos números contábeis, levando os usuários a interpretações equivocadas da situação econômica e financeira das empresas.

Santos e Costa (2008) encontraram indícios que o lucro contábil, segundo as normas brasileiras, é mais oportuno que nas normas americanas. Os autores pesquisaram o nível do conservadorismo da informação contábil nas demonstrações contábeis de empresas brasileiras com ADRs negociados na Bolsa de Nova Iorque, a partir do modelo de Basu (1997). Tal fato pode ser explicado pelo fato das empresas que lançam ADRs provocarem gerenciamento de resultados para aumentar o lucro um período antes da emissão.

3. METODOLOGIA

3.1 Modelo

Para cumprir os objetivos da pesquisa partiu-se do modelo de Basu (1997), conforme equação 1, aplicado em cada país separadamente, no entanto, para capturar os efeitos do conservadorismo contábil na amostra pesquisada, em todos os países no seu conjunto, cogitou-se a modificação proposta na equação 2.

$$\frac{Luc_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 \frac{RE_{it}}{P_{it-1}} + \alpha_3 D_{it} \frac{RE_{it}}{P_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação (1)}$$

Em que:

Luc_{it} = lucro líquido (contábil) por ação da empresa i no ano t;

P_{t-1} = preço da ação no final do exercício anterior empresa i no ano t;

D_{it} = variável *dummy*: 1 se o retorno econômico for negativo e 0 caso contrário;

RE_{it} = retorno econômico por ação da empresa i no ano t [($P_{it} - P_{it-1}$) ajustado pelo pagamento de dividendos];

α_2 = coeficiente da regressão que reflete a oportunidade do lucro contábil, ou seja, o reconhecimento do retorno econômico pelo lucro contábil;

α_1 e α_3 = coeficientes da regressão que refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico, às boas e más notícias, pelo lucro contábil;

ε_{it} = termo de erro da regressão.

$$\frac{Luc_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 \frac{RE_{it}}{P_{it-1}} + \alpha_3 D_{it} \frac{RE_{it}}{P_{it-1}} + \alpha_4 DP_i + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação (2)}$$

Onde:

DP_i : variável *dummy*: 1 para o país i , 0 caso contrário.

A partir das equações acima foram aplicados três modelos para dados em painel: *pooled*, *fixed effects* e *random effects*. Nesse sentido, torna-se importante mencionar dois ajustes nas equações, no caso de *fixed effects* seja considerado mais adequado para a análise: 1) a equação dois não pode ser estimada, pois a *dummy* país é constante ao longo do tempo; e 2) o intercepto α_0 é diferente para cada indivíduo (α_{0i}). Para todos os modelos foram aplicados testes (Teste de Chow, Teste de Breusch-Pagan e Teste de Hausman) para verificar qual o método de estimação dos coeficientes mais adequado para a aplicação.

Segundo Basu (1997), a variável *dummy* D_{it} possibilita constatar se o lucro contábil é mais sensível aos resultados negativos que aos positivos. O coeficiente α_2 captura o reconhecimento conjunto (positivo e negativo) do retorno econômico pelo lucro contábil. Já o coeficiente α_3 captura apenas o resultado negativo da empresa i . Nas equações os coeficientes α_1 e α_3 refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico pelo lucro contábil, ou seja, refletem o conservadorismo contábil.

Espera-se que se o lucro contábil incorpore assimetricamente o retorno econômico negativo em maior grau que o retorno econômico positivo, ou seja, se houver conservadorismo contábil, que o coeficiente α_3 seja maior e estatisticamente mais significativo que o coeficiente α_2 (BASU, 1997). De acordo com o critério adotado por Basu (1997) as variáveis contábeis são deflacionadas pelo preço da ação no ano anterior para controle da heterocedasticidade e do efeito escala. Ademais, todos os modelos foram estimados com erros-padrão robustos à heterocedasticidade (*clusterizados* pelos indivíduos).

3.2 Coleta e tratamento dos dados

A população objeto desta pesquisa consiste nas companhias abertas listadas em bolsa, com ações ordinárias, nos seguintes países: Brasil, Argentina, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela (todos membros do GLENIF). O período utilizado para coleta de dados foi de dezembro de 2003 até dezembro de 2012. Os países que compõem a amostra juntos representaram 94% do valor do PIB do GLENIF e 82% da população no ano de 2012, conforme apresenta pela Tabela 1.

Tabela 1 - PIB e população dos países do GLENIF em 2012

Países	PIB (bilhões US\$)	% Total	População (milhões)	% Total
Argentina	475,5	8,6%	41,09	7,2%
Bolívia	27,04	0,5%	10,5	1,8%
Brasil	2.253	40,6%	198,7	34,8%
Chile	269,9	4,9%	17,46	3,1%

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

Colômbia	369,60	6,7%	47,7	8,4%
Costa Rica	45,10	0,8%	4,805	0,8%
El Salvador	23,86	0,4%	6,927	1,2%
Equador	84,04	1,5%	15,49	2,7%
Guatemala	50,23	0,9%	15,08	2,6%
Honduras	18,43	0,3%	7,936	1,4%
México	1.178	21,2%	120,8	21,2%
Panamá	36,25	0,7%	3,802	0,7%
Paraguai	25,50	0,5%	6,68	1,2%
Peru	203,8	3,7%	29,99	5,3%
Rep. Dominicana	59,05	1,1%	10,28	1,8%
Uruguai	49,92	0,9%	3,39	0,6%
Venezuela	381,3	6,9%	29,95	5,2%
Total	5.550	100 %	570,58	100 %

Fonte: World Bank (www.worldbank.org, 2012)

Foram identificadas no período pesquisado 1.832 empresas, e após as exclusões por não apresentarem no mínimo cinco observações para cada variável, a amostra final ficou com 757 empresas, conforme detalhado no Quadro 1.

Quadro 1: Cálculo da amostra da pesquisa

Amostra do estudo	Países membros do GLENIF							TOTAL
	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Peru	Venezuela	
Total inicial	155	594	309	87	333	301	53	1.832
(-) exclusões	(71)	(329)	(141)	(51)	(231)	(212)	(40)	(1.075)
(=) amostra (N)	84	265	168	36	102	89	13	757

Fonte: Elaborado pelos autores.

As variáveis exigidas no modelo de Basu (1997) e utilizadas no estudo: lucro líquido contábil por ação, retorno econômico por ação e preços das ações; foram coletados no banco de dados do *software* Economática®. Em decorrência das diferentes moedas de cada país objeto do estudo os dados foram coletados em dólar dos Estados Unidos.

4 DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Sobre as principais variáveis do modelo e considerando todas as empresas constante no Quadro 1, foram obtidas as estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 2. Observando a estatísticas descritivas verifica-se um cenário de alta volatilidade para os membros do GLENIF. Pela análise da média dos retornos econômicos, é possível visualizar que a Venezuela é o país com maior média de retorno econômico por ação (0,50), seguido pelo Peru, Brasil, e Colômbia que apresentam resultados iguais. Chile e México também apresentam resultados iguais e o menor retorno econômico por ação dentre o grupo analisado. Essas evidências comprovam a necessidade de se analisar possíveis *outliers*, que por ventura, poderão influenciar os resultados dos modelos.

Tabela 2 - Estatística descritiva da amostra

País		Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Argentina (N=84)	Luc	0,04	0,54	(7,23)	5,20
	RE	0,36	1,21	(1,00)	16,62
Brasil (N=265)	Luc	(0,19)	3,76	(97,85)	14,31
	RE	0,44	1,41	(1,00)	26,07

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

Chile (N=168)	Luc	0,20	2,49	(2,47)	87,82
	RE	0,27	0,93	(1,00)	16,73
Colômbia (N=36)	Luc	0,17	0,93	(1,94)	14,93
	RE	0,44	1,06	(1,00)	10,09
México (N=102)	Luc	0,01	0,56	(7,84)	2,94
	RE	0,27	1,21	(1,00)	29,99
Peru (N=89)	Luc	0,45	2,11	(1,95)	28,60
	RE	0,47	1,43	(1,00)	15,12
Venezuela (N=13)	Luc	1,52	3,47	(0,61)	21,93
	RE	0,50	2,00	(1,00)	18,67
GLENIF (N=757)	Luc	0,09	2,61	(97,85)	87,82
	RE	0,37	1,26	(1,00)	29,99

Luc = Luc_{it} / P_{it-1} ; RE : retorno econômico por ação da empresa i no ano t [$(P_t - P_{t-1})$ ajustado pelo pagamento de dividendos]

Fonte: Elaborada pelos autores

Por meio da Tabela 3, foi possível verificar a frequência dos retornos econômicos da variável *dummy*. Com esses resultados fica claro que em todos os países analisados os retornos econômicos positivos ocorreram em mais de 60% dos casos. A Argentina foi o país que apresentou maior frequência de retornos econômicos negativos e a Colômbia o que apresentou menor frequência de retornos econômicos negativos. Em relação ao número de observações o Brasil é o país com o maior número (35,15%), em contrapartida com a Venezuela, que possui apenas 1,86% de representatividade das observações ambos comparados com os demais países do GLENIF.

Tabela 3 - Frequência (%) da variável *dummy* D_{it} da amostra

País	$D_{it} = 0$	Freq. %	$D_{it} = 1$	Freq. %	NxT	Representatividade das Observações (NxT)
Argentina	515	60,59%	335	39,41%	850	11,27%
Brasil	1.886	71,25%	761	28,75%	2.647	35,15%
Chile	1.134	71,32%	456	28,68%	1.590	21,22%
Colômbia	283	76,90%	85	23,10%	368	4,91%
México	742	72,04%	288	27,96%	1.030	13,66%
Peru	651	72,33%	249	27,67%	900	11,94%
Venezuela	93	66,43%	47	33,57%	140	1,86%
GLENIF	5.304	70,49%	2.221	29,51%	7.525	100,00%

$D_{it} = 1$ retorno econômico negativo, 0 retorno econômico positivo.

Fonte: Elaborada pelos autores

Os cálculos foram efetuados utilizando-se a amostra total ($NxT=7.525$) e a amostra sem *outliers* ($NxT=6.049$). Como procedimento para exclusão dos *outliers* adotou-se os cálculos das estatísticas *dfits* para cada resíduo padronizado e utilizou-se dos pontos de corte sugeridos por Baum (2006), cujo critério reside em excluir as observações com $|dfits| > 2(k/N)^{1/5}$, onde k =número parâmetros no modelo, e N =número de observações. Essa prática de eliminar os extremos também foi utilizada no trabalho de Basu (1997) e Costa, Lopes & Costa (2006), e como a distribuição dos retornos na presente pesquisa apresentou-se muito volátil optou-se por trabalhar com a amostra sem *outliers*.

Com fins de economia de espaço não serão apresentados todos os modelos estimados, mas somente aqueles considerados adequados, de acordo com os testes de *Chow*, *Breusch-Pagan* e *Hausman*, apresentados na Tabela 4. Para Argentina, Brasil, Chile e México os testes indicam que a técnica de estimação dos coeficientes adequada é o modelo efeitos fixos (*fixed*

effects) e para os países Colômbia, Peru e Venezuela o modelo mais indicado é o modelo de efeitos aleatórios (*random effects*).

Tabela 4 – Testes de Chow, Breusch-Pagan e Hausman

País	Breusch-Pagan	Hausman	Chow	Especificação Adequada
	Chi2	Chi2	F	
Argentina	47,43***	15,06***	2,64***	<i>Fixed</i>
Brasil	629,73***	34,59***	5,16***	<i>Fixed</i>
Chile	98,38***	16,06***	2,62***	<i>Fixed</i>
Colômbia	28,46***	1,44	2,42***	<i>Random</i>
México	237,92***	12,84***	4,86***	<i>Fixed</i>
Peru	1003,96***	3,08	14,88***	<i>Random</i>
Venezuela	75,49***	4,39	22,41***	<i>Random</i>
GLENIF	1999,14***	95,39***	6,34***	<i>Fixed</i>

* p<10%; ** p<5%; *** p<1%

Fonte: Elaborada pelos autores

Na Tabela 5 são apresentados os resultados das regressões estatísticas por país e para o grupo GLENIF para o conservadorismo e a oportunidade do lucro contábil segundo as normas contábeis dos países. O que se observa é que α_2 apresentou sinal positivo para todos os países: α_3 foi positivo apenas México, Peru e Venezuela.

Tabela 5 - Resultados dos modelos

País	Modelo (especificação)	α_0	α_1	α_2	α_3	NxT	F ou Wald test
Argentina	Equação 1 (<i>fixed effect</i>)	0,06 (4,49)***	-0,06 (-2,68)***	0,09 (4,75)***	-0,10 (-4,38)***	723	15,57***
Brasil	Equação 1 (<i>fixed effect</i>)	0,03 (1,29)	-0,11 (-2,21)**	0,07 (3,64)***	-0,28 (-3,51)***	1.911	10,35***
Chile	Equação 1 (<i>fixed effect</i>)	0,07 (6,08)***	0,02 (0,92)	0,09 (3,99)***	-0,04 (-0,81)	1.403	6,97***
Colômbia	Equação 1 (<i>random</i>)	0,07 (3,16)***	-0,03 (-1,21)	0,12 (5,33)***	-0,16 (-3,74)***	284	29,23***
México	Equação 1 (<i>fixed effect</i>)	0,08 (4,22)***	-0,04 (-1,49)	0,01 (0,17)	0,08 (1,49)	866	10,23***
Peru	Equação 1 (<i>random</i>)	0,29 (4,32)***	0,03 (0,71)	0,00 (0,47)	0,15 (1,97)**	704	4,01
Venezuela	Equação 1 (<i>random</i>)	1,23 (2,35)**	-0,31 (-1,72)*	0,06 (0,69)	0,38 (1,07)	109	6,75*
GLENIF	Equação 1 (<i>fixed effect</i>)	0,11 (10,71)***	-0,04 (-2,57)***	0,05 (3,55)***	-0,03 (-0,95)	6.037	17,11***

* p<10%; ** p<5%; *** p<1%.

Fonte: Elaborado pelos autores

Como α_2 positivo sugere uma associação direta entre lucro e retorno infere-se que todos os países membros do GLENIF têm uma relação direta entre o lucro contábil e o retorno econômico das ações. Segundo Costa *et al.* (2006) nesses casos quando as empresas apresentarem lucro contábil positivo terá reflexo positivo nos preços das ações, e também quando apresentar lucro negativo refletirá negativamente no retorno econômico. Costa *et al.*

(2006) encontraram falta de relação entre o lucro contábil e o retorno nas empresas venezuelanas e brasileiras, contrária aos resultados desse estudo, fato esse que pode ser um indicativo de melhora na qualidade da informação contábil das empresas da Venezuela e do Brasil. Para os autores uma possível explicação para tal fato seria de que em países de sistema *code-law* os modelos de governança corporativa utilizados pelas empresas e o ambiente institucional não incorporam significativamente o retorno contábil.

Essa divergência nos resultados das pesquisas também pode ser explicada pelas mudanças das normas contábeis brasileiras e venezuelanas para o padrão internacional (em 2010 no Brasil e em 2012 na Venezuela) posterior a pesquisa de Costa *et al.* (2006). Segundo Barth *et al.* (2008), com a adoção as IFRS espera-se que os números contábeis sejam de melhor qualidade do que os de empresas que usam GAAP domésticos.

Quando o coeficiente de α_3 é maior do que o coeficiente de α_2 há um reflexo maior do retorno negativo no lucro contábil, o que segundo Basu (1997), é um indicador de conservadorismo no reconhecimento de boas e más notícias pelo lucro contábil. Dos países membros do GLENIF o Brasil, a Argentina, e a Colômbia apresentam comportamento semelhante, com α_2 maior do que α_3 . Para dar maior robustez aos resultados, foi realizado o teste F e os resultados confirmaram que α_2 é maior do que α_3 para esses países [Argentina (22,16, p-valor: 0,000), Brasil (18,03, p-valor: 0,000) e Colômbia (22,28, p-valor: 0,000)].

Para o Brasil, Argentina e Colômbia comprova-se que não há presença de conservadorismo contábil. Esses achados contrariam parcialmente a pesquisa de Costa *et al.* (2006), que encontraram indícios de conservadorismo contábil nos relatórios financeiros das empresas desses países entre os anos de 1995 a 2001.

Esses resultados estão na contramão dos resultados da pesquisa de Balkrishna, Couton & Taylor (2007) que encontraram presença de conservadorismo condicional nos lucros das empresas australianas e de Ball *et al.* (2003) que também encontraram práticas conservadoras nos números contábeis das empresas da Tailândia, Malásia, Singapura, e ausência de conservadorismo para as empresas de Hong Kong.

Como a Colômbia irá convergir suas normas contábeis para o padrão IFRS em 2015 era esperado um comportamento diferente dos demais países membros do GLENIF em relação ao conservadorismo contábil. Porém as empresas colombianas não apresentaram conservadorismo contábil sob GAAP domésticos. Os outros países convergiram suas normas contábeis para IFRS nos seguintes anos: Brasil (2010), Argentina (início em 2010, e finalização da conversão em 2012), Peru (2011), Venezuela (2011), Chile (início em 2009, e finalização da conversão em 2013), México (início em 2008, e finalização da conversão em 2012).

O Chile também apresentou valores dos coeficientes de α_2 maior do que α_3 , porém esses resultados não foram confirmados pelo teste F, encontrou-se um resultado de 4,70 (p-valor 0,11). Com esses resultados infere-se que para o Chile o α_2 pode ser igual α_3 , e portanto não se pode inferir se há presença prática de conservadorismo contábil nesse país.

Já o México, o Peru e a Venezuela apresentam valores dos coeficientes de α_3 maior do que α_2 indicando que há presença do conservadorismo nos relatórios contábeis desses países. Entretanto o teste F, não confirma esses resultados, sendo que para o México apresentou um resultado de 0,81, para o Peru 3,65, e para a Venezuela 0,76, todos três sem significância estatística. A pesquisa de Costa *et al.* (2006) demonstra que há indícios de conservadorismo contábil nos relatórios financeiros das empresas venezuelanas para os anos de 1995 a 2001, e não encontraram a presença do conservadorismo para as empresas do Peru.

Os resultados estatísticos encontrados para Chile, México, Peru e Venezuela podem ser explicados devido ao fato de estarem em período de adaptação às novas normas contábeis, ou seja, as IFRS. Como o período analisado compreende 2003 a 2012, e o período de transição nesses países iniciou em 2008 e alguns países finalizaram em 2013, interferindo na análise geral do período pesquisado. Para solução de tal problema seria necessário o estudo das práticas conservadoras no período antes e no período depois da adoção as IFRS.

Barth *et al.* (2008), argumentam que a adoção e convergência ao padrão internacional de contabilidade têm grandes desafios, provenientes das peculiaridades de cada país, tais como cultura, economia, estrutura legal, dentre outras. Portanto uma explicação para tal resultado pode ser o fato da contabilidade das empresas dos países *code-law* (dentre eles Venezuela, Peru e México) terem uma cultura que busca atender os fins fiscais, e a contabilidade é regulamentada diretamente pelo governo (Costa *et al.*, 2006).

Watts (2003), Ahmed *et al.* (2002) e Zhang (2008) defendem que o conservadorismo auxilia nas práticas de governança corporativa e reduz os conflitos de agência entre gestores e investidores. Argumentam, também, que sua retirada pode trazer prejuízos para a empresa deixando de proporcionar informações oportunas.

Ressalta-se, ainda, que tal comportamento das empresas venezuelanas, peruanas e mexicanas pode estar ligado a fatores endógenos às empresas, tais como gerenciamento de resultados por parte dos gestores e auditores, confirmando os achados de Ball *et al.* (2003), de que os incentivos à gestão são mais importantes do que as próprias normas contábeis. Porém essa motivação sugere números contábeis conservadoras e de baixa qualidade.

Quando os dados dos países membros do GLENIF são analisados conjuntamente o α_2 é positivo mostrando que o lucro incorpora significativamente o retorno econômico. Quanto aos coeficientes que medem o conservadorismo contábil α_1 e α_3 ambos são estatisticamente significante ao nível de 1%, como α_2 é maior do α_3 , deduz-se que o nível de utilização de conservadorismo por parte dos gestores e contadores tem reduzido nesses países. Porém os resultados do teste F para o grupo GLENIF não confirmam que α_2 é maior do α_3 ao nível de 10% (F= 4,29; p-valor = 0,12).

Esses novos resultados para os países do GLENIF podem ser indicativos de mudança de comportamento dos gestores e contadores diante das recomendações do IASB de eliminação do conservadorismo nas demonstrações contábeis, que foi uma prática contábil adotada durante anos. Tal mudança reflete em informações contábeis livres de viés e consequentemente com maior qualidade, já que o conservadorismo é indicado pela literatura como uma das variáveis que impactam a qualidade dos números contábeis reportados aos agentes econômicos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo investigou empiricamente o nível de emprego de conservadorismo contábil e a tempestividade do lucro nas demonstrações contábeis nas companhias abertas em sete países membros do GLENIF. O modelo utilizado foi o de Basu (1997), que possibilita analisar as variáveis lucro, retorno, boas e más notícias, ou seja, investigar se a contabilidade se associa rapidamente à informação de mercado quando esta é ruim.

As evidências encontradas mostram que há uma associação entre o lucro contábil e o retorno econômico das ações, ou seja, o resultado contábil reflete nos preços das ações, para todos os países membros do GLENIF. Em relação aos coeficientes que medem o conservadorismo contábil, α_2 e α_3 , os resultados para Brasil, Argentina, e Colômbia geram

indícios que o reconhecimento do retorno econômico pelo lucro contábil é simétrico para esses países, ou seja, não há presença do conservadorismo contábil nas práticas contábeis. Tais resultados podem estar relacionados à adoção as NIC's.

Já para o Chile, México, Peru, Venezuela e Grupo GLENIF, os resultados estatísticos mostram que α_2 pode ser igual α_3 , e portanto não se pode inferir se há presença prática de conservadorismo contábil nesses países. Uma possível explicação para esses resultados pode estar no fato de que esses países estão em fase de adaptação as NIC's e/ou os incentivos à gestão para as escolhas contábeis.

A presente pesquisa teve como limitação o fato de não trabalhar com dados de todos os países membros do GLENIF, devido a falta de disponibilidade dos mesmos, e também foi verificado o conservadorismo das informações contábeis apenas por um modelo. Outra limitação da pesquisa refere-se ao fato de não terem sido incluídas variáveis de controle no modelo para momentos de crise na economia, como os vivenciados em 2008 e 2012.

Sugere-se para novas pesquisas, investigar a utilização do conservadorismo entre as empresas do Grupo GLENIF por setores específicos da economia, e também que seja utilizado outros modelos para verificação do conservadorismo. Sugere-se ainda avaliar o conservadorismo nas práticas contábeis dos países membros do GLENIF no período antes e no período após a adoção as NIC's, e também nos momentos de crise da economia mundial.

REFERÊNCIAS

- Ahmed, A.S., Billings, B., Mortin, R. & Stanford, M. (2002). The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs, *The Accounting Review*, 77, 867-890.
- Ahmed, A. S., & Duellman, S. (2013, Março). Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51 (1).
- Ahmed, A. S., Neel, M., & Wang, D. (2013) Does Mandatory Adoption of IFRS Improve Accounting Quality? Preliminary Evidence. *Contemporary Accounting Research*, 30 (4).
- Ball, R., Kothari, S. P., & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29.
- Ball, R., Watts, R., & Wu, J. S. (2003). Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics*, v. 36.
- Balakrishnan, K., Watts, R., & Zuo, L. (2013) *Accounting Conservatism and Firm Investment: Evidence from the Global Financial Crisis*. Working Paper. Recuperado em 03 janeiro, 2014, de <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1952722>.
- Balkrishna, H., Coulton, J., & Taylor, S. L. (2007). Accounting losses and earnings conservatism: evidence from Australian Generally Accepted Accounting Principles. *Accounting and Finance*, 47.
- Barth, M. E. (2007). Standard-setting measurement issues and the relevance of research. Accounting and Business Research Special Issue: *International Accounting Policy Forum*.

Barth, M. E., Landsman, W. R., & Lang, M. H. (2008, junho). International Accounting Standards and Accounting Quality. *Journal of Accounting Research*, 46 (3).

Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting & Economics*, 24.

Baum, C. (2006). *An introduction to modern econometrics using Stata*. Texas: Stata Press.

Brito, G. A. S., Lopes, A. B., & Coelho, A. C. D. (2012). Conservadorismo nos lucros contábeis dos bancos no Brasil: a influência do controle estatal. *Revista Universo Contábil*, 8 (4), 19-39.

Bowrin, A. R. (2008). *International Accounting Standards and Financial Reporting Quality In Trinidad And Tobago*. Recuperado em 23 março, 2013, de http://ccmf-uwu.org/files/publications/journal/2008_2_3/118_150.pdf.

Coelho, A. C., & Lima, I. S. (2007, setembro/ dezembro). Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados nos Brasil. *Revista Contabilidade e Finanças-USP*, 18 (45).

Costa, F. M., Lopes, A. B., & Costa, A. L. C. de O. (2006, maio/agosto). Conservadorismo em Cinco Países da América do Sul. *Revista Contabilidade e Finanças-USP*, (41).

Costa, P. S. (2012). *Implicações da adoção das IFRS sobre a conformidade financeira e fiscal das companhias abertas brasileiras*. Tese de Doutorado em Contabilidade, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo. Recuperado em 14 julho, 2013, de <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12136/tde-30032012-173043/>.

Deloitte. (2013). *Use of IFRS by jurisdiction*. Retirado em 10 junho, 2013, de <http://www.iasplus.com/en/resources/use-of-ifrs/>.

Fields, T. D., Lys, T. Z., & Vincent, L. (2001). Empirical research on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics*, 31.

Francis, J. R., & Martin, X. (2010). Acquisition profitability and timely loss recognition. *Journal of Accounting and Economics*, 49.

Garbrecht, G. T., Trombelli, R. D., Colauto, R. D., & Scherer, L.M. (2012, Julho). Conservadorismo condicional ex post a Lei 11.638/07: um estudo sobre a qualidade do lucro contábil em empresas listadas na BM&FBOVESPA. *Congresso USP de Controladoria e Contabilidade*, São Paulo, SP, Brasil, 12.

Hendriksen, E. S.; Van Breda, M. (1999). *Teoria da contabilidade*. São Paulo: Atlas.

Hoffman, R. (1991). *Estatística para economistas* (2a ed.). Pioneira.

Khan, M., & Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 48.

La Porta, R., De-Silanes, F. L., & Shleifer, A. (2008). The economic consequences of legal origins. *Journal of Economic Literature*, 46 (2).

Niyama, J. K. (2010). *Contabilidade Internacional* (2a ed.). São Paulo: Atlas.

Piot, C., Dumontier, P., & Janin, R. (2011). *IFRS consequences on accounting conservatism within Europe: The role of Big 4 auditors*. Recuperado em 02 julho, 2013, de <http://ssrn.com/abstract=1754504>.

Raupp, F. M., & Beuren, I. M. (2008). Mensuração de ativos imobilizados por meio do fair value e do impairment test em uma rede de fotocópias. *Pensar Contábil*, 10.

Santos, L. S. R., & Costa, F. M. (2013, setembro) Conservadorismo Contábil e Timeliness: Evidências Empíricas nas Demonstrações Contábeis de Empresas Brasileiras com ADRS Negociados Na Bolsa De Nova Iorque. *Revista Contabilidade & Finanças*, 19 (48).

Santos, L. P. G., Lima, G. A. S. F., Freitas, S. C., & Lima, I. S. (2011). Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBOVESPA. *Revista Contabilidade e Finanças*, 22 (56), 174-188.

Segantini, G. T., Melo, C. L. L., Lucena, E. R. F. C. V., & Silva, J. D. G. (2013). Uma análise crítica entre os currículos dos cursos de ciências contábeis nos países do MERCOSUL e proposto pela ONU/UNCTAD/ISAR. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, 1 (1).

Soderstrom, N. S., & Sun, K. J. (2007). IFRS Adoption and Accounting Quality: A Review. *European Accounting Review*, 16, 675- 702.

Street, D. L. (2006). The G4's role in the evolution of the international accounting standard setting process and partnership with the IASB. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, (15).

Watts, R. L. (2003, dezembro). Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities. *Accounting Horizons*, 17 (4).

Yoon, S. W. (2008). An international study of the relation between book-tax conformity and the value relevance of earnings components. *Journal of International Business Research*, 7(2).

Zhang, J. (2008). The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics*, 45.