

Análise dos efeitos do conservadorismo na informação contábil após a alteração de 2011 no pronunciamento conceitual básico

Clóvis Antônio Kronbauer

*Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Programa de Pós-Graduação
em Ciências Contábeis, São Leopoldo, Brasil*

Luiz Henrique Figueira Marquezan

*Universidade Federal de Santa Maria, Departamento de Ciências
Contábeis, Santa Maria, Brasil*

Marco Aurélio Gomes Barbosa

*Universidade Federal de Rio Grande, Instituto de Ciências Economias,
Administrativas e Contábeis (ICEAC), Rio Grande, Brasil*

Carlos Alberto Diehl

*Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Programa de Pós-Graduação
em Ciências Contábeis, São Leopoldo, Brasil*

Recebimento:

27/01/2016

Aprovação:

07/02/2017

Editor responsável:

Prof. Dr. Ivam Ricardo Peleias

Avaliado pelo sistema:

Double Blind Review

Resumo

Objetivo – O estudo investiga se a alteração na NBC TG promovida em 2011, que excluiu a Prudência (Conservadorismo), provocou efeitos na informação contábil das empresas.

Metodologia – Abordagem quantitativa, por meio de regressão linear com base no método de Basu (1997), testes de Wilcoxon e teste *t*, em uma amostra de 109 empresas listadas na BM&FBovespa no período de 2008 a 2013.

Resultados – Os resultados indicam que há conservadorismo na contabilidade das empresas em todo o período, não ocorrendo mudanças nessa característica da informação contábil a partir de 2011.

Contribuições – Reforça a percepção da superioridade do interesse econômico, em particular por possíveis ganhos tributários, em detrimento da qualidade das informações contábeis, seja efeito de regulação normativa ou de outra origem.

Palavras-chave – Conservadorismo; prudência; pronunciamento conceitual básico; norma contábil.



**Revista Brasileira de Gestão
e Negócios**

DOI: 10.7819/rbgn.v19i65.2742

I Introdução

Em 2 de dezembro de 2011, o Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC) publicou o termo de aprovação do Pronunciamento Conceitual Básico (R1), confirmado pelo Conselho Federal de Contabilidade (CFC) pela Norma Brasileira de Contabilidade (NBC TG), com alterações pertinentes à estrutura conceitual para elaboração e divulgação de relatórios contábil-financeiros. Uma das alterações trata da retirada da característica prudência, ou conservadorismo, da condição de aspecto da representação fidedigna por ser inconsistente com a neutralidade, pois promove subavaliação de ativos e sobre avaliação de passivos (Pronunciamento Conceitual Básico CPC 00(R1), 2011).

O conceito de conservadorismo pode ser compreendido pelo dito de que não se deve antecipar nenhum lucro, mas se deve antecipar o reconhecimento de todas as perdas (Watts, 2003a). Sua dinâmica de identificação na informação contábil, apresentada no seminal estudo de Basu (1997), verifica o reflexo das boas e más notícias e o conseqüente efeito dessas nos resultados. Na evolução dos conceitos contábeis, ainda que normativos, a regulação mostra influência do conservadorismo (Crawford, Rountree & Price, 2010), propiciando novas evidências e oportunidades de estudos (Watts, 2003b).

No Brasil, a alteração tangente ao conservadorismo pronunciada pelo CPC pode apresentar influência nas práticas das empresas e, conseqüentemente, possíveis efeitos nos elementos do ativo e do passivo e, principalmente, no patrimônio líquido a partir dos seus reflexos nos lucros. Essa arguição, basilar para este estudo, fundamenta-se no oportunismo dos gestores e dos conseqüentes riscos associados (Hendriksen, 1982), decorrentes de inconsistências, arbitrariedades, disfarces e contradições (Kan, 1990) na evidenciação contábil. Os efeitos na informação contábil na ausência da prudência podem elevar níveis de ativos, resultado e patrimônio líquido e reduzir passivos, refletindo na interpretação de analistas das demonstrações financeiras. Portanto, deve-se identificar se as companhias alteraram suas práticas contábeis a partir de 2011.

Assim, este estudo procura avaliar se a alteração do marco conceitual contábil, retirando a característica de prudência (conservadorismo) da informação, resultou em reflexos nas demonstrações contábeis divulgadas pelas companhias de capital aberto listadas na BM&FBovespa. Para tal, este estudo dá segmento ao estudo de Santos, Lima, Freitas e Lima (2011), que buscou verificar os efeitos da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo das empresas. Entende-se que a partir de um fato novo, como a alteração da compreensão do conservadorismo, seja necessária – ou pelo menos interessante – uma nova verificação, podendo, inclusive, promover a comparabilidade entre cenários temporais distintos.

Este estudo se apresenta organizado com esta seção inicial, com uma revisão da literatura sobre o conservadorismo, desde sua origem até os estudos precedentes internacionais e nacionais, com a apresentação dos dados e seus resultados e, por fim, as considerações finais e as referências.

2 Referencial teórico

2.1 O conservadorismo na teoria e nas normativas contábeis

A percepção de um conservadorismo na contabilidade remonta a períodos antigos da história da sociedade, quando da sua organização contábil. As primeiras verificações ocorrem ainda no período medieval, com a validação das contas dos senhorios pelas auditorias como “fiel e prudente” e, posteriormente, na Itália, com avaliação dos ativos, principalmente estoques, pelo menor valor na relação custo ou mercado, que foi inserido em livros didáticos da contabilidade no século XVII. Após, passou a ser exigido pelo código comercial na França, em 1673, na Prússia, em 1794, e no código alemão, em 1884. Pode-se considerar, ainda, o conservadorismo como uma das mais antigas boas práticas de auditoria (Basu, 2009).

Mattessich (1964) percebia um conservadorismo instituído nas práticas contábeis de maneira informal, em que o custo-base, representando o valor pago pelo ativo na data de sua aquisição, sofria, além das quedas no

seu valor promovidas pela utilização, exaustão e obsolescência, entre outros fatores, por meio de amortizações periódicas cumulativas, um declínio provocado pela avaliação conservadora que permitia o ajuste apenas em casos de declínio do valor original. Isso permitia outros ajustes ocasionais no valor do ativo, gerando mudanças significativas ao considerar antecipadamente perdas futuras.

As incertezas representam, para Hendriksen (1982), a base para um conceito de conservadorismo na contabilidade tradicional. Muito embora não seja um postulado contábil, o conservadorismo centra-se na sua forma operacional, que serve como uma restrição aos dados. Na situação prática, o termo conservadorismo impõe que os profissionais contábeis devem relatar o menor dos valores possíveis para os ativos e receitas e o maior dos valores possíveis para os passivos e despesas, da mesma forma que as despesas e perdas devem ser reconhecidas mais cedo que as receitas e ganhos.

Na essência dessa prática está o pensamento de que o pessimismo é assumido como sendo melhor do que o otimismo nas informações financeiras. Hendriksen (1982) apresenta três argumentos para a existência do conservadorismo: (i) a tendência para o pessimismo é assumida como necessária para compensar o otimismo natural dos gestores e proprietários; (ii) o exagero nos lucros e avaliações é mais perigosos para os negócios; (iii) os profissionais contábeis têm acesso a muitas outras informações que podem ser comunicadas aos investidores e credores, e esses profissionais assumem dois tipos de riscos: que a informação repassada possa ser considerada posteriormente falsa ou que a informação não repassada seja, no futuro, verificada como verdadeira.

A discussão acerca do conservadorismo contábil revela algumas de suas características já descritas, mas também promove a argumentação de algumas críticas. Kan (1990) apresenta seis características críticas sobre o conservadorismo: (i) inconsistência – pode promover inconsistências na mensuração do lucro; (ii) arbitrariedade – os interesses políticos podem motivar um maior ou menor grau de conservadorismo, ajustando de forma conveniente a interesses específicos; (iii) disfarce – não há como determinar o quanto

a contabilidade é conservadora, colocando o investidor em uma posição de desvantagem; (iv) contradição com os princípios contábeis, como no que tange à tempestividade da informação; (v) viés – promove um viés sistemático nas informações contábeis prejudicando uma avaliação realista; (vi) estado de espírito – o conservadorismo está presente fortemente na cultura dos profissionais, em suas atitudes, mais do que nas incertezas.

Kan (1990), em contraponto às críticas, estabelece argumentos relevantes para a defesa do conservadorismo. Um dos argumentos trata de sua relevância para amortecer os efeitos do otimismo, outro diz respeito à relevância do conservadorismo para conformidade da análise das demonstrações, ao passo que se torna um caminho racional para a diminuição dos riscos de informação. Já para os credores, a relevância do conservadorismo se dá na evidenciação de informações pertinentes na identificação de consequências adversas.

No Brasil, Iudícibus (2009) assinala duas abordagens distintas: na primeira, tida como mais nobre, o conservadorismo deve ser entendido como elemento vocacional da profissão, atuando na disciplina do entusiasmo; na outra, a que provoca distorções que se fundamentam no princípio já apresentado da relação de custo ou mercado, das duas a menor. Ainda segundo Iudícibus (2009, p. 64), “o grande problema da aplicação ilógica e extremada do conservadorismo é que existe uma tendência natural entre os profissionais em considerá-lo como liberdade de apresentar aos usuários, sempre, a informação ou variante que apresente o menor lucro ou o maior passivo”. O autor ressalta, ainda, que a aplicação combinada de conservadorismo e objetividade pode diminuir a relevância se entendida de forma equivocada. Assim, o teste crítico preferencial para a adoção de uma norma deve ser a relevância.

No campo normativo, o Financial Accounting Standards Board (Fasb) (2008) caracteriza o conservadorismo como sendo a reação prudente para tentar garantir que a incerteza e os riscos inerentes à situação do negócio sejam adequadamente considerados. Já o International Accounting Standards Board (Iasb) (2005) entende que o conservadorismo é a inclusão de um grau de precaução no exercício

dos juízos necessários ao fazer as estimativas em condições de incerteza, de forma que os ativos ou rendimentos não sejam sobreavaliados e os passivos ou despesas não sejam subestimados.

No Brasil, inicialmente, o CFC determinava a prudência, sinônimo de conservadorismo, como uma característica qualitativa de confiabilidade. Motivados pelas considerações do Iasb e de alguns estudos teóricos como Hendriksen (1982) e Kan (1990), porém, a Norma Brasileira de Contabilidade da Estrutura Conceitual (NBC TG) revoga essa condição em razão da percepção de um conflito direto com o que preconiza a característica da neutralidade (Resolução CFC n. 1.374, 2011).

2.2 Estudos precedentes relacionados ao conservadorismo

No campo acadêmico, um dos trabalhos mais referenciados sobre o conservadorismo é a obra de Basu (1997), na qual o autor busca identificar como os resultados refletem más notícias (perdas) mais rapidamente do que boas notícias (ganhos) no resultado contábil. Fundamentado por um aporte quantitativo, o estudo apresenta os seguintes resultados: (i) por meio das ações das empresas verificou-se que a sensibilidade a notícias negativas apresenta uma relação de duas para seis vezes ao retorno de notícias positivas; (ii) foi descoberto que mudanças de ganho negativo são menos persistentes que a resposta aos ganhos positivos; (iii) *Earnings Response Coefficients* (ERCs) são maiores para as mudanças positivas do que para os resultados negativos, gerando uma persistência assimétrica.

O estudo de Santos et al. (2011) realizou uma pesquisa empírico-analítica, com dados levantados na Economática³, com as companhias não financeiras de capital aberto listadas na BM&FBovespa durante o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2005 e o terceiro trimestre de 2009 para investigar se a promulgação da Lei 11.638/07 alterou o grau de conservadorismo contábil condicional da amostra. Para tal verificação os autores valeram-se de uma adaptação do modelo proposto por Basu (1997). Após a análise dos dados não foi possível inferir se as novas regras tiveram algum efeito sobre o

grau de reconhecimento assimétrico de perdas e ganhos.

O estudo de Hamdan, Abzakh e Al-Ataibi (2011) busca avaliar o papel do setor público na regulação de Normas Contábeis no Kuwait para examinar sua capacidade de obrigar as empresas listadas no Kuwait Stock Exchange (KSE) a apresentar um nível razoável de conservadorismo contábil na preparação das demonstrações financeiras. Analisa os fatores que afetam o nível de conservadorismo contábil nas empresas em relação ao porte, contratos de dívida e o tipo de setor a que pertencem, concluindo que as empresas com menor volume financeiro em suas demonstrações tendem a apresentar um maior conservadorismo do que as demais.

Após o estudo de Santos et al. (2011), outros estudos internacionais e nacionais recentes podem ser identificados. Como estudos internacionais têm-se as seguintes obras: Xie, Zheng e Amy Lau (2012) investigaram os incentivos nos relatórios da contabilidade *tunneling* do conservadorismo no contexto de ativos e patrimônio líquido e fornece evidências empíricas de que o conservadorismo contábil pode ser relatado por razões oportunistas, em vez de razões de eficiência; Kazemi, Hemmati e Faridvand (2011) investigam e confirmam por uma análise quantitativa a relação entre ganhos e a contabilidade conservadora, incluindo a persistência, a previsibilidade, a relevância de valor e a oportunidade; Dai e Ngo (2013) documentam a positiva associação entre incerteza política e conservadorismo contábil; Asgari e Behpouri (2013) estudaram o efeito dos impostos sobre o conservadorismo contábil em empresas listadas na Bolsa de Tehran e concluíram que existe uma relação positiva e significativa entre o conservadorismo contábil e a carga fiscal aplicada às organizações; Ouyang e Wan (2014) estudaram a compreensão dos analistas de mercado sobre o conservadorismo contábil, concluindo que no curto prazo as previsões de lucros dos acionistas possuem conservadorismo semelhante ao lucro contábil apresentado, demonstrando, ainda, que conforme o horizonte de previsão aumenta os efeitos conservadorismo tornam-se mais fracos.

Já os pesquisadores nacionais produziram as seguintes obras: Paulo, Cavalcante e Paulo

(2013) verificaram a influência de diversas características da qualidade da auditoria sobre a qualidade da informação contábil, mensurada pelo conservadorismo, constatando que o conservadorismo da informação contábil é positivamente afetado pelo tamanho da firma de auditoria e negativamente afetado pelo tempo de prestação de serviço dos auditores, pela distância entre a data do parecer e a data de publicação das demonstrações contábeis; Brito, Lopes e Coelho (2012) investigaram a presença de conservadorismo condicional nos lucros reportados pelas instituições financeiras no Brasil, e examinaram se essa característica é diferenciada entre bancos estatais e bancos privados, concluindo não ser possível identificar a presença de conservadorismo nos lucros reportados pelos bancos brasileiros, mas identificando que as instituições estatais antecipam o reconhecimento de perdas não realizadas.

3 Construção metodológica e análise da presença de conservadorismo

Para desenvolver a pesquisa foram considerados dois caminhos: a) investigar a presença de conservadorismo e alterações no comportamento das empresas por meio do modelo de Basu (1997); b) analisar alterações nos indicadores contábeis de liquidez corrente e endividamento, em que se espera aumento do primeiro e redução do segundo. Os procedimentos metodológicos e os resultados de cada teste são apresentados nesse tópico.

3.1 Análise da presença de conservadorismo pelo modelo de Basu (1997)

A pesquisa procura identificar elementos que avaliem alterações no comportamento das companhias em relação ao marco conceitual contábil que retirou a previsão de conservadorismo como característica da informação contábil. Segundo Basu (1997, p. 11), na presença de conservadorismo o coeficiente de inclinação de uma “regressão dos ganhos anuais sobre retornos inesperados anuais é maior para os retornos inesperados negativos do que para retornos inesperados positivos”. Dessa forma, com a

alteração no marco conceitual, tal comportamento tende a alterar a inclinação da regressão com sinal negativo, aproximando os efeitos dos retornos inesperados positivos e negativos:

H1: *Na presença de conservadorismo o coeficiente de inclinação de uma regressão dos ganhos anuais sobre retornos inesperados anuais é maior para os retornos inesperados negativos do que para retornos inesperados positivos no período anterior à alteração do marco conceitual contábil, anulado tal efeito no período posterior.*

O modelo econométrico desenvolvido por Basu (1997) é descrito da seguinte forma:

$$X_{it}/P_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 R_{it} DR_{it} \quad (1)$$

No qual:

X_{it} é o lucro por ação da empresa i no ano t ;

P_{it-1} é o preço da ação no início do período;

R_{it} é o retorno da empresa i no ano t , calculado da seguinte forma: $(P_{it} - P_{it-1})/P_{it-1}$;

DR_{it} é uma variável *dummy* que assume valor 1 quando $R_{it} < 0$ e 0 em outras situações.

Na presença de conservadorismo, espera-se que o coeficiente β_1 seja positivo e o α_1 seja negativo, ambos estatisticamente significativos. Como essa pesquisa propõe-se a analisar a diferença entre os períodos pré e pós-alteração na norma contábil, foram realizados os testes com a inclusão de uma variável *dummy*, que assume 1 para os anos posteriores à alteração do marco conceitual contábil, que retira o conservadorismo como característica da informação contábil, e 0 para os anos anteriores. O modelo pode ser assim expresso:

$$X_{it}/P_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 R_{it} DR_{it} + \alpha_2 DT_{it} + \alpha_3 DT_{it} DR_{it} + \beta_2 DT_{it} R_{it} + \beta_3 DT_{it} R_{it} DR_{it} \quad (2)$$

A variável adicionada à equação (1), DT_{it} é do tipo *dummy* para período. Assume valor 1

para os anos de 2011 a 2013 e 0 para os anos anteriores à alteração do marco conceitual. Por ela são analisados se os efeitos do conservadorismo apresentavam maior força antes da mudança na NBCTG. Assim, pela retirada do conservadorismo espera-se comportamento inverso em relação ao período inicial, sendo α_3 positivo e β_3 negativo, indicando redução no tempo de reconhecimento de fatores negativos, ou seja, eliminando o efeito do conservadorismo.

Foram utilizados o lucro por ação, bem como os retornos e preços das ações ordinárias das companhias listadas na BM&FBovespa, de forma a não diferenciar oscilações nas companhias pelas classes de ações negociadas. Os dados foram obtidos pela base Economática® para os períodos

de 2008 a 2013, tendo como marco inicial as empresas listadas na BM&FBovespa em 5 de abril de 2014, perfazendo um total de 438 companhias. Dessas, 355 apresentaram dados no período, porém 116 possuem dados em todas as variáveis em cada um dos seis períodos analisados. Assim, $i = 116$ e $t = 6$, com total n de 696 observações.

Para análise de regressão, foram suprimidas as observações atípicas consideradas como *outliers* distantes, pelo método gráfico (bloxpot). Para a variável dependente, foi considerado o intervalo de observações superior a -0,3 e inferior a 0,42. Na variável R, as observações abaixo de 2,5 foram mantidas. A Figura 1 ilustra o intervalo de *outliers* distantes em cada variável.

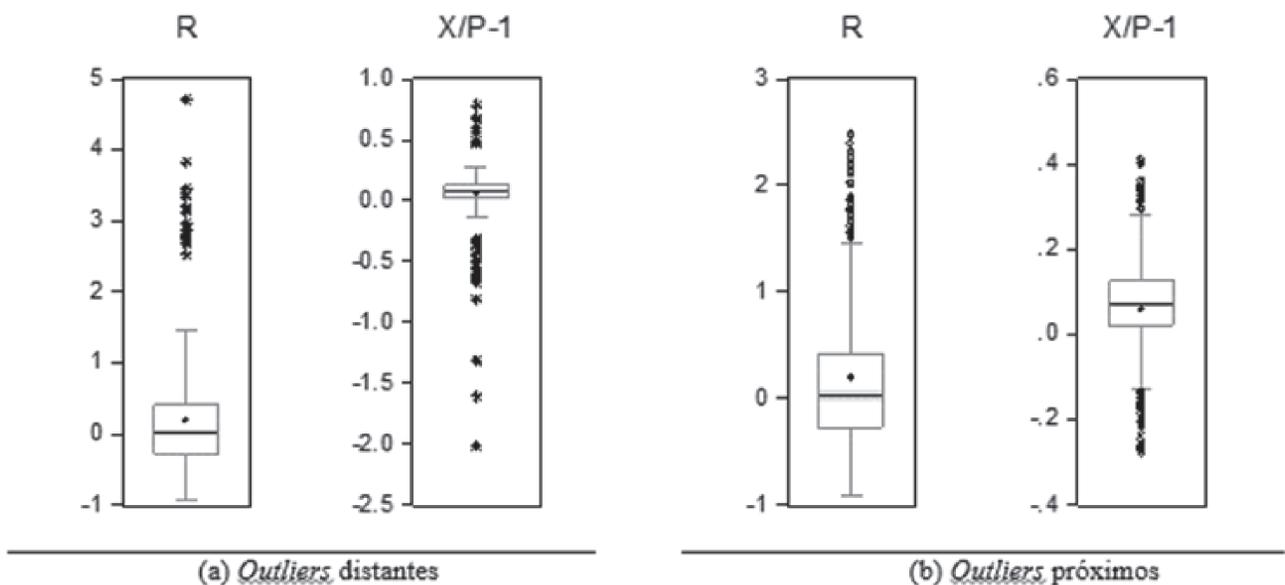


Figura 1. *Outliers* da amostra.

Pela natureza da dispersão dos dados, ambos apresentam um grande número de observações anormais. A decisão de excluir do intervalo apenas os *outliers* distantes foi pautada nesse comportamento natural dos dados das variáveis e da manutenção do número de

observações para a realização da análise. Ao final, a amostra utilizada foi $i = 109$ e $t = 6$, com total n de 654 observações. Ambas as variáveis não apresentam distribuição normal pelo teste de Jarque-Bera, tal como apresentado na Tabela 1.

Tabela 1

Estatística descritiva – n = 654

| n:654 | Média | Mediana | Máximo | Mínimo | Desvio padrão | Assimetria | Curtose | Jarque-Bera | Prob. JB |
|---------------------|-------|---------|--------|--------|---------------|------------|---------|-------------|----------|
| X/P-1 | 0,074 | 0,072 | 0,411 | -0,280 | 0,105 | -0,073 | 4,541 | 65,303 | 0,000 |
| R | 0,128 | 0,019 | 2,484 | -0,914 | 0,609 | 1,185 | 4,820 | 243,247 | 0,000 |
| 2008 a 2010; n: 319 | | | | | | | | | |
| X/P-1 | 0,096 | 0,085 | 0,411 | -0,266 | 0,107 | 0,099 | 4,011 | 14,109 | 0,001 |
| R | 0,216 | 0,125 | 2,388 | -0,914 | 0,757 | 0,779 | 3,108 | 32,443 | 0,000 |
| 2011 a 2013; n: 335 | | | | | | | | | |
| X/P-1 | 0,052 | 0,060 | 0,409 | -0,280 | 0,099 | -0,386 | 5,052 | 67,078 | 0,000 |
| R | 0,045 | -0,017 | 2,484 | -0,898 | 0,406 | 1,479 | 7,825 | 447,156 | 0,000 |

A amostra geral apresentou retornos médios diferentes para valorização do preço das ações (R) e lucratividade das ações (X/P-1), com médias de 12,8% e 7,4%, respectivamente. Essa diferença é mais acentuada no período 2008 a 2010 e se inverte no período de 2011 a 2013, em que o retorno pelo lucro contábil foi superior ao retorno pela valorização do preço das ações. Em particular, mesmo com uma média superior, X/P-1 apresentou mediana negativa, indicando que a maioria das observações apresentou retornos negativos, acompanhando a redução do lucro por ação, comportamento alinhado entre desempenho contábil e do mercado de capitais.

Ao analisar tal comportamento, no entanto, os dados indicaram uma redução na relação entre o desempenho de mercado e o

resultado contábil das companhias a partir de 2011. Na correlação entre as variáveis, a amostra completa apresentou relação positiva e significativa $r = 0,4088$ ($t = 11,436$; $p < 0,001$), mais acentuada no primeiro período, $r = 0,449$ ($t = 8,937$; $p < 0,001$), perdendo força após 2011, $r = 0,323$ ($t = 6,238$; $p < 0,001$).

Na Tabela 2 são apresentados os resultados da regressão do modelo, com dados em painel com efeitos fixos, utilizando a matriz consistente de White. O teste de Hausman apresentou valor Qui-quadrado = 28,847, significativo a 0,1%, rejeitando a hipótese nula de ausência de diferença significativa entre os estimadores do modelo de efeitos fixos do modelo de componente de erros. Desse modo, a utilização de efeitos fixos nos dados em painel é adequada ao modelo.

Tabela 2

Regressão linear – dados em painel com efeitos fixos – variável dependente X/P_{t-1}

| Variáveis | Coefficientes | Relação encontrada | Relação esperada | Desvio padrão | t-estatístico | Prob. t |
|-----------|---------------------|--------------------|------------------|---------------|---------------|---------|
| C | $\alpha_0 = 0,079$ | + | ? | 0,009 | 23,364 | 0,000 |
| DR | $\alpha_1 = 0,025$ | + | - | 0,015 | 3,170 | 0,002 |
| R | $\beta_0 = 0,061$ | + | + | 0,009 | 26,960 | 0,000 |
| DR*R | $\beta_1 = 0,036$ | + | + | 0,025 | 2,840 | 0,005 |
| DT | $\alpha_2 = -0,014$ | - | ? | 0,012 | -1,903 | 0,058 |
| DR*DT | $\alpha_3 = -0,044$ | - | + | 0,020 | -2,985 | 0,003 |
| R*DT | $\beta_2 = -0,032$ | - | ? | 0,019 | -2,230 | 0,026 |
| DR*R*DT | $\beta_3 = -0,009$ | - | - | 0,045 | -0,364 | 0,716 |

A estatística Durbin-Watson apresentou valor Qui-quadrado = 1,90, recaiando na zona de não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação. O teste de Breusch-Pagan-Godfrey para heterocedasticidade apresentou Qui-quadrado = 25,55, não superior ao valor crítico de Qui-quadrado = 67,33, não rejeitando a hipótese nula de homocedasticidade. Na Tabela 2 evidencia-se que o teste f e os valores do teste t da constante das demais variáveis, exceto de DR*R*DT, foram significativos. O coeficiente de determinação (R^2 ajustado) indica que 56,51% da variância total da rentabilidade pelo lucro contábil por ação (X/P_{t-1}) é explicado pelo modelo analisado.

Contrariamente ao esperado, a distribuição dos resíduos é considerada não normal pelo teste Jarque-Bera. Acredita-se, porém, com base na natureza dos dados (distribuição dos dados da variável $X/P-1$), na análise geral do modelo e nos testes das premissas de regressão linear, que os coeficientes encontrados sejam os estimadores reais da equação, mesmo que não possam ser considerados os melhores estimadores não tendenciosos (Gujarati, 2006), de forma que se manteve o teste estatístico realizado. Dessa forma, não são feitas inferências estatísticas e teste de hipóteses sobre os dados da amostra, mas restringe-se a análise sobre a estimação do modelo de Basu (1997) pela amostra em estudo.

A relação de R com X/P_{t-1} foi positiva e significativa, demonstrando que o retorno do preço das ações possui relação com o retorno pelo lucro contábil das ações. Os coeficientes que determinam o comportamento das empresas frente ao conservadorismo foram parcialmente identificados. α_1 apresentou a relação positiva e significativa indicando que os efeitos negativos são absorvidos em nível diferente dos efeitos positivos, porém esperava-se uma relação negativa. Ainda, β_1 foi positivo e significativo, demonstrando que as variações no lucro contábil são mais rápidas na presença de efeitos negativos do que de efeitos positivos. Dessa forma, os dados da amostra demonstram a presença de conservadorismo no lucro contábil pela absorção mais rápida de efeitos negativos do que de efeitos positivos.

O período de 2008 a 2010 é caracterizado pela adoção das normas contábeis no padrão

IFRS – International Financial Reports Standards. Conforme identificado por Alves e Martinez (2014) e Sousa, Sousa e Demonier (2016), a adesão da referida norma não alterou o efeito do conservadorismo nas empresas, quando comparado aos períodos anteriores. Teste adicional segregando o efeito para os anos pós-adesão completa, 2010-2013, não alterou o sentido e a significância estatística dos regressores *já tratados e não apresentou resultados estatisticamente significativos*.

Quanto à alteração promovida no marco conceitual contábil, analisada pelos coeficientes α_3 e β_3 , não foram identificadas evidências que apontem mudanças nas características da informação contábil das companhias da amostra. Assim, mesmo β_3 apresentando a relação negativa esperada, essa não é estatisticamente significativa, não confirmando alterações nos níveis de conservadorismo das empresas analisadas após alterações na NBC TG. Dessa forma, testes adicionais foram realizados e são discutidos no tópico a seguir.

3.2 Análise do conservadorismo pelo comportamento de indicadores contábeis

Testes adicionais foram realizados em dois indicadores contábeis que podem apontar alterações de comportamento das companhias frente à mudança no marco conceitual contábil. As análises tiveram como janela temporal alterações anormais para os anos de 2011, primeiro ano no qual há previsão da adoção do novo marco conceitual, e 2012, em razão de possíveis adequações não realizadas no primeiro ano. Assim, o efeito da retirada do conservadorismo foi analisado pelo comportamento de:

a) liquidez corrente - a ausência de conservadorismo pode resultar em aumentos anormais nesse indicador em 2011 e 2012, quando comparado aos demais períodos. Tal resultado pode ser efeito, por exemplo, da postergação de perdas com recebíveis, manutenção em estoque de itens com baixo nível de vendas, diante de opções igualmente válidas.

b) endividamento - o comportamento esperado com ausência de conservadorismo é de redução dos níveis de endividamento nos anos de

2011 e 2012, quando comparado com os demais anos. Alterações no nível de endividamento podem ser resultado de escolhas sobre provisões de perdas com pagamento futuro de menor valor, assim como taxas pós-fixadas de financiamentos em níveis inferiores.

Os dados foram coletados na base Econômica⁷ para os períodos de 2008 a 2013, tendo como marco inicial as empresas listadas na BM&FBovespa em 5 de abril de 2014, perfazendo um total de 438 companhias. A quantidade final de empresas, observações e os resultados obtidos nos testes estatísticos são apresentados a seguir.

Liquidez corrente

O indicador de liquidez corrente (LC_{it}) representa a capacidade de pagamento da companhia no curto prazo, considerando elementos do ativo circulante (AC_{it}) e do passivo circulante (PC_{it}) da empresa i no tempo t . Pode ser expresso da seguinte forma:

$$LC_{it} = AC_{it}/PC_{it} \quad (3)$$

Na ausência de conservadorismo, espera-se que elementos do ativo sejam sobreavaliados e

elementos do passivo sejam subavaliados. Dessa forma, o comportamento do indicador seria de aumento anormal em relação a períodos em que o conservadorismo é determinante da informação contábil.

H2: *Com a retirada do conservadorismo do marco conceitual contábil, os níveis médios de liquidez corrente das companhias apresentam aumentos anormais nos primeiros anos.*

Foram analisados os dados da estatística descritiva, a correlação da liquidez das companhias nos diferentes anos e o teste de Wilcoxon para avaliar a significância das diferenças de medianas. Das 438 companhias listadas, 353 apresentaram dados de liquidez corrente no período de 2008 a 2013. Para análise, os casos com ausência de informação em pelo menos um dos períodos e a exclusão das empresas financeiras reduziu a amostra para 271 companhias. Como *outliers* ($i = 126$) foram consideradas as observações, para cada ano, dos valores no primeiro e no último percentil. Ao final, foram utilizados dados de (i) 145 empresas em (t) 6 anos ($n = 870$).

Tabela 3

Estatística descritiva

| | LC2008 | LC2009 | LC2010 | LC2011 | LC2012 | LC2013 |
|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Média | 1,544 | 1,558 | 1,586 | 1,520 | 1,495 | 1,552 |
| Mediana | 1,351 | 1,361 | 1,445 | 1,379 | 1,353 | 1,336 |
| Máximo | 4,505 | 4,502 | 4,333 | 4,030 | 4,058 | 4,265 |
| Mínimo | 0,438 | 0,431 | 0,431 | 0,353 | 0,369 | 0,219 |
| Desvio padrão | 0,814 | 0,840 | 0,792 | 0,748 | 0,755 | 0,851 |
| Jarque-Bera | 1,544 | 1,558 | 1,586 | 1,520 | 1,495 | 1,552 |
| Prob. JB | 1,351 | 1,361 | 1,445 | 1,379 | 1,353 | 1,336 |

Organizando os dados de cada período como uma variável diferente, foi possível analisar a estatística descritiva e a correlação entre os índices de liquidez em cada ano. Percebe-se certa regularidade no comportamento da média, com redução nos anos de 2011 e 2012, logo após a mudança do marco conceitual. Em 2013, porém,

o patamar foi semelhante aos anos que previam o conservadorismo. Contrariamente ao esperado, a média foi menor no período sem conservadorismo em relação aos anos anteriores a 2011. Como os dados apresentam distribuição não normal pelo teste de Jarque-Bera, utilizou-se a correlação de Spearman, conforme Tabela 4.

Tabela 4

Análise de correlação de Spearman – Liquidez corrente

| n = 177 | LC2008 | LC2009 | LC2010 | LC2011 | LC2012 |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
| LC2009 | 0,780* | | | | |
| LC2010 | 0,643* | 0,730* | | | |
| LC2011 | 0,688* | 0,714* | 0,752* | | |
| LC2012 | 0,583* | 0,602* | 0,683* | 0,738* | |
| LC2013 | 0,541* | 0,601* | 0,670* | 0,680* | 0,782* |

Nota. *p-valor < 0,01%

Como esperado, todos os dados apresentados na Tabela 4 possuem alto valor de correlação, especialmente em anos imediatamente relacionados, sendo significativos a 0,1%. No entanto, os anos de 2011 e 2012, quando analisados, não apresentam mudança de comportamento ao longo do período. Dessa forma, a correlação entre os períodos, pela variável liquidez corrente, não apresenta evidências de

alteração de comportamento das companhias após a mudança no marco conceitual contábil.

Os dados também foram submetidos ao teste de Wilcoxon, uma vez que se procuram obter evidências de mudanças no comportamento das companhias comparando dados de períodos diferentes em amostras pareadas. Os resultados são apresentados nas Tabelas 5 e 6

Tabela 5

Resultados do teste de Wilcoxon – Liquidez corrente

| Períodos | Ranks | N (total = 177) | Média | Soma |
|-----------------|------------------|-----------------|-------|-------|
| LC2009 – LC2008 | Postos negativos | 73 ^a | 70,26 | 5.129 |
| | Postos positivos | 72 ^b | 75,78 | 5.456 |
| | Relações | 0 ^c | | |
| LC2010 – LC2009 | Postos negativos | 66 ^d | 70,30 | 4.640 |
| | Postos positivos | 79 ^e | 75,25 | 5.945 |
| | Relações | 0 ^f | | |
| LC2011 – LC2010 | Postos negativos | 75 ^g | 79,16 | 5.937 |
| | Postos positivos | 70 ^h | 66,40 | 4.648 |
| | Relações | 0 ⁱ | | |
| LC2012 – LC2011 | Postos negativos | 83 ^j | 71,40 | 5.926 |
| | Postos positivos | 62 ^k | 75,15 | 4.659 |
| | Relações | 0 ^l | | |
| LC2013 – LC2012 | Postos negativos | 70 ^m | 71,49 | 5.004 |
| | Postos positivos | 75 ⁿ | 74,41 | 5.581 |
| | Relações | 0 ^o | | |

Nota. A. LC2009 < LC2008; b. LC2009 > LC2008; c. LC2009 = LC2008; d. LC2010 < LC2009; e. LC2010 > LC2009; f. LC2010 = LC2009; g. LC2011 < LC2010; h. LC2011 > LC2010; i. LC2011 = LC2010; j. LC2012 < LC2011; k. LC2012 > LC2011; l. LC2012 = LC2011; m. LC2013 < LC2012; n. LC2013 > LC2012; o. LC2013 = LC2012

Tabela 6

Testes estatísticos^c

| | LC2009 - LC2008 | LC2010 - LC2009 | LC2011 - LC2010 | LC2012 - LC2011 | LC2013 - LC2012 |
|----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Z | -0,323 ^a | -1,288 ^a | -1,272 ^b | -1,250 ^b | -0,569 ^a |
| Signif. exata (bicaudal) | 0,749 | 0,199 | 0,204 | 0,212 | 0,571 |
| Signif. exata (monocaudal) | 0,374 | 0,099 | 0,102 | 0,106 | 0,285 |
| Probabilidade | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,001 |

Nota. a. Com base em postos negativos; b. Com base em postos positivos.; c. Sinais dos postos do teste de Wilcoxon

O teste de Wilcoxon possui, como hipótese nula, a igualdade no comportamento das variáveis da amostra. Os dados indicam que não há elementos para rejeitar tal hipótese, de forma que não houve mudança no comportamento da liquidez que pudessem indicar aumento ou redução estatisticamente significativos. Assim, H2 dessa pesquisa não pode ser confirmada, pois não é possível rejeitar a hipótese nula a ela, de igualdade no comportamento da liquidez nos anos imediatamente seguintes à alteração do marco conceitual contábil. Tal resultado corrobora com o teste anterior, de forma que não identifica mudança nas práticas contábeis capazes de eliminar o efeito do conservadorismo na contabilidade.

Endividamento

O indicador de endividamento (End_{it}) representa o nível de dívida total das companhias em relação ao seu passivo total, composto pelo passivo exigível (PEX_{it}) e pelo patrimônio líquido (PL_{it}) da empresa i no tempo t . Pode ser expresso da seguinte forma:

$$End_{it} = PEX_{it} / (PEX_{it} + PL_{it}) \quad (4)$$

Na ausência de conservadorismo, espera-se que elementos do passivo exigível sejam

subavaliados enquanto o Patrimônio Líquido tenha elementos sobreavaliados, como o lucro retido. Dessa forma, o comportamento do indicador seria de redução anormal em relação a períodos em que o conservadorismo é determinante da informação contábil.

H3: *Com a retirada do conservadorismo do marco conceitual contábil, os níveis médios de endividamento das companhias apresentam reduções anormais nos primeiros anos.*

Para analisar tal comportamento, foram considerados os dados da estatística descritiva, a correlação do endividamento das companhias nos diferentes anos e o teste t para avaliar a significância das diferenças de médias. Das 438 companhias listadas, 268 apresentaram dados de liquidez corrente no período de 2008 a 2013. Para análise, os casos com ausência de informação em pelo menos um dos períodos e a exclusão das empresas financeiras reduziu a amostra para 184 companhias. Como *outliers* ($i = 80$) foram consideradas as observações, para cada ano, dos valores no primeiro e no último percentil (Tabela 7). Ao final, foram utilizados dados de (i) 104 empresas em (t) 6 anos ($n = 624$).

Tabela 7

Estatística descritiva

| | End2008 | End2009 | End2010 | End2011 | End2012 | End2013 |
|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Média | 26,758 | 25,691 | 25,233 | 26,636 | 27,584 | 28,337 |
| Mediana | 26,581 | 24,765 | 24,008 | 25,948 | 27,060 | 27,604 |
| Máximo | 55,610 | 51,318 | 43,178 | 48,169 | 51,271 | 54,040 |
| Mínimo | 4,587 | 7,785 | 6,847 | 9,101 | 9,439 | 9,247 |
| Desvio padrão | 11,401 | 9,714 | 9,463 | 9,313 | 9,779 | 10,467 |
| Jarque-Bera | 26,758 | 25,691 | 25,233 | 26,636 | 27,584 | 28,337 |
| Prob. JB | 26,581 | 24,765 | 24,008 | 25,948 | 27,060 | 27,604 |

O comportamento da média indica uma elevação do endividamento a partir de 2011, contrariamente ao esperado - outro indício da ausência de alteração no comportamento das companhias em relação ao conservadorismo.

Pela análise de correlação, em caso de alteração das informações contábeis pela ausência da característica de conservadorismo, espera-se que essa fique mais fraca para os anos de 2010-2011 e/ou 2011-2012.

Tabela 8

Análise de correlação de Spearman – Endividamento

| n = 109 | End2008 | End2009 | End2010 | End2011 | End2012 |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| End2009 | 0,774* | | | | |
| End2010 | 0,677* | 0,746* | | | |
| End2011 | 0,465* | 0,542* | 0,785* | | |
| End2012 | 0,323* | 0,405* | 0,655* | 0,865* | |
| End2013 | 0,171** | 0,261* | 0,360* | 0,595* | 0,676* |

Nota. *p-valor < 0,01%; ** p-valor < 0,1%

Como esperado, o endividamento do período t é altamente correlacionado ao período $t-1$, significativo a 0,01%. Entretanto, o resultado da análise de correlação não apresentou mudança de comportamento das variáveis ao longo do tempo, conforme Tabela 8. Dessa forma, não houve alteração no coeficiente de correlação

que promovesse evidências de alteração no comportamento do indicador. Os dados de endividamento de todos os períodos apresentaram distribuição normal pelo teste de Jarque-Bera, de forma que o comportamento do endividamento foi analisado pelo teste t (Tabela 9).

Tabela 9

Resultados do teste t pareado – Endividamento – gl = 103

| Par | | Média t-1 | Média t | Diferença entre médias | t | Sig. (bicaudal) |
|--------------|--------------------------|---------------|---------------|------------------------|---------------|-----------------|
| Par 1 | End2008 - End2009 | 26,758 | 25,691 | 1,067 | 1,495 | 0,138 |
| Par 2 | End2009 - End2010 | 25,691 | 25,233 | 0,458 | 0,683 | 0,496 |
| Par 3 | End2010 - End2011 | 25,233 | 26,636 | -1,403 | -2,325 | 0,022 |
| Par 4 | End2011 - End2012 | 26,636 | 27,584 | -0,948 | -1,942 | 0,055 |
| Par 5 | End2012 - End2013 | 27,584 | 28,337 | -0,753 | -0,939 | 0,350 |

Os resultados apresentados pelo teste *t* mostram que as oscilações no comportamento do endividamento, pelo aumento de seus níveis nos anos seguintes à alteração do marco conceitual, são estatisticamente significativas. Para 2010-2011, a relação é significativa a 5% e 2011-2012 a 10%. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula de que o comportamento do endividamento é igual em ambos os anos comparados, quando analisados os pares 3 e 4. Assim, contrariamente à expectativa desta pesquisa, o endividamento não foi afetado pela ausência do conservadorismo, mas por fatores alheios ao objeto desta pesquisa. Em ambos os períodos houve aumento nesse indicador, enquanto a expectativa recaía sobre sua redução, não havendo indícios quanto à alteração das práticas contábeis.

4 Discussão dos resultados

Na primeira parte da análise de resultados, seção 3.1, os testes com dados de 109 empresas indicaram a presença de conservadorismo na amostra para o período de 2008 a 2013, confirmando a expectativa. Adicionalmente, esperava-se que os efeitos de retornos positivos e negativos fossem estatisticamente iguais para os anos seguintes à alteração no pronunciamento contábil, indicativo de anulação dos impactos do conservadorismo. Os dados, porém, não confirmaram mudanças de comportamento das empresas a partir de 2011, demonstrando que as informações contábeis continuaram refletindo efeitos do conservadorismo. As análises adicionais, de mudanças no comportamento de indicadores contábeis (liquidez e endividamento), sobre os quais se pressupõem alterações diante da ausência de conservadorismo apresentaram resultados que confirmam ausência de alteração no comportamento das empresas a partir de 2011.

Em relação ao estudo de Santos et al. (2011), pode-se constatar uma diferença nos achados. Enquanto na referida pesquisa não foram constatados efeitos do conservadorismo em dados trimestrais, os achados aqui identificados revelaram conservadorismo em todo o período, com base em dados anuais. Ambas possuem os períodos de 2008 e parte de 2009 em comum

e tais diferenças podem ser resultantes dos intervalos trimestrais do estudo de Santos et al. (2011). Além da diferença entre os períodos totais analisados, o tempo entre as notícias e o reflexo nos dados contábeis divulgados trimestral ou anualmente, bem como alterações recomendadas por auditorias sobre as demonstrações contábeis parciais (trimestrais) e finais (anuais) podem ter ocasionado tal diferença.

Em relação à presença de conservadorismo a partir de 2011, tais achados podem ser resultado de comportamentos semelhante à de outras amostras. A partir de 2008, em relação à crise internacional, tais empresas podem ter optado por manter o nível de conservadorismo diante de maiores níveis de incerteza econômica. Em particular, a incerteza política foi identificada por Dai e Ngo (2013) com a presença de conservadorismo.

A presença de conservadorismo nas informações contábeis da amostra, no entanto, contraria o estudo de Santos et al. (2011). Tal variação pode ser explicada pela diferença nos períodos de análise dos estudos, tendo apenas os anos de 2008 e 2009 em comum. Há ainda variações na amostra relativa à exclusão de empresas financeiras em Santos et al. (2011) e a ausência da busca pelos efeitos moderadores da variável indicativa dos efeitos trimestrais (DT) sobre as variáveis DR e R no estudo de 2011.

Ainda, tratando-se de empresas que atuam no Brasil, a carga tributária pode ser responsável pelo maior nível de conservadorismo, atuando como forma de planejamento tributário. Níveis inferiores de lucro, resultado da aplicação da prudência, incorreriam em menor carga tributária. Essa associação foi identificada em Asgari e Behpouri (2013) na bolsa de valores iraniana e pode ser fator explicativo da não alteração no comportamento das companhias.

Outro elemento a ser discutido é a ausência de mecanismos capazes de reconhecer comportamentos divergentes daqueles postulados pelas normativas contábeis. Dessa forma, caso o interesse econômico seja superior, como a redução da carga tributária, comportamentos oportunistas podem interferir na neutralidade das informações contábeis, prejudicando a qualidade das mesmas.

5 Conclusão

Este estudo investigou se a Norma Brasileira de Contabilidade que rege a estrutura conceitual para elaboração e divulgação do relatório contábil-financeiro (NBC TG), alterada em 2011, e que exclui a Prudência ou o Conservadorismo das características qualitativas da contabilidade, provocou efeitos na informação contábil das empresas de capital aberto listadas na BM&FBovespa. Para tanto, foram analisados os dados de 2008 a 2013 das companhias, coletados na base de dados Economática³, por meio de três hipóteses de pesquisa.

Analisando inicialmente pelo modelo de Basu (1997), a Hipótese 1, sobre a presença de conservadorismo, foi parcialmente confirmada, não havendo evidências capazes de confirmar a mudança de comportamento nas informações contábeis com a retirada do conservadorismo como característica da informação contábil. Para as Hipóteses 2 e 3, analisou-se a mudança no comportamento dos indicadores contábeis de liquidez e endividamento, respectivamente. Com a retirada do conservadorismo, esperava-se aumento da liquidez e redução no endividamento em níveis anormais para os anos de 2011 e/ou 2012 em relação aos demais períodos. Os testes realizados não apresentaram elementos capazes de confirmar tais hipóteses, corroborando a Hipótese 1, de não influência da alteração no marco conceitual contábil brasileiro sobre as informações das companhias.

Dessa forma, a alteração esperada pela mudança no marco conceitual contábil, visando promover a neutralidade como qualidade da informação contábil, pela retirada do conservadorismo, não foi confirmada. Assim, pelos achados dessa pesquisa, análises sobre as demonstrações contábeis não devem supor neutralidade nas informações divulgadas, visto que, tanto antes quanto após a retirada da prudência como aspecto qualitativo da informação contábil, os padrões continuam os mesmos, tendendo a um possível viés consolidado nas práticas de mercado. Nesse sentido, o estudo serve como um alerta para analistas de mercado, corretoras de valores, empresas e órgãos reguladores de mercado,

indicando uma possível formalização praticada pelas companhias.

Além disso, tais achados apresentam implicações para análise de órgãos normativos da contabilidade no Brasil, tais como CPC e CFC, relativas à adoção das práticas contábeis exigidas e seus efeitos nas informações das companhias. Para a literatura, reforça a percepção da superioridade do interesse econômico, em particular por possíveis ganhos tributários, em detrimento da qualidade das informações contábeis, seja efeito de regulação normativa ou de outra origem. Assim, alia-se aos estudos sobre os efeitos de mudanças normativas sem mecanismos de que garantam seu cumprimento.

Os motivos da manutenção do comportamento das empresas diante das suas informações financeiras não foi, entretanto, objeto de análise, resultando em oportunidade de pesquisa, por meio de levantamentos ou estudos de caso que os identifiquem. Sugerem-se, ainda, estudos que procurem identificar os efeitos da manutenção do conservadorismo sobre percepções de analistas financeiros e/ou outros reguladores de mercado, bem como identificar as práticas dos contadores ao seu respeito.

Referências

- Alves, J. S., & Martinez, A. L. (2014). Efeitos da adoção das IFRS no conservadorismo contábil nas sociedades de grande porte. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 7(2), 224-243.
- Asgari, M., & Behpour, M. (2013). Investigating the effect of tax costs on accounting conservatism: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Management Science Letters*, 4(1), 5-10.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 3-17.
- Basu, S. (2009). Conservatism research: Historical development and future prospects. *China Journal of Accounting Research*, 2(1), 1-20.

- Brito, G. A. S., Lopes, A. B., & Coelho, A. C. D. (2012). Conservadorismo dos lucros contábeis dos bancos no Brasil: A influência do controle estatal. *Revista Universo Contábil*, 8(4), 19-39.
- Crawford, S. S., Rountree, B., & Price, R. (2010, October). *Regulation and accounting conservatism*. Jones Graduate School of Business, Rice University. Recuperado de <http://www.kellogg.northwestern.edu/accounting/papers/rountree.pdf>
- Dai, L., & Ngo, P. (2013). Political uncertainty and accounting conservatism: Evidence from the U.S. presidential election cycle [MPRA Paper No. 44283]. Munich Personal RePec Archive. Recuperado de https://mpra.ub.uni-muenchen.de/44283/1/MPRA_paper_44283.pdf
- Financial Accounting Standards Board. (2008, May). *Statement of Financial Accounting Concepts n. 2: Qualitative characteristics of accounting information*. Recuperado de <http://www.fasb.org/cs/BlobServer?blobcol=urldata&blobtable=MungoBlobs&blobkey=id&blobwhere=1175820900526&blobheader=application%2Fpdf>
- Gujarati, D. (2006). *Econometria básica* (4th ed.). Rio de Janeiro: Elsevier.
- Hamdan, A. M., Abzakh, M. H., & Al-Ataibi, M. H. (2011). Factors influencing the level of accounting conservatism in the financial statements. *International Business Research*, 4(3), 145-155.
- Hendriksen, E. (1982). *Accounting theory* (4th ed.). Illinois: Irwin.
- International Accounting Standards Board (2005). *Conceptual framework qualitative characteristics 1: Relevance and reliability*. London: Author.
- Iudícibus, S. (2009). *Teoria da contabilidade* (9a ed.). São Paulo: Atlas.
- Kan, V. (1990). *Accounting theory* (2nd ed.). New York: John Wiley & Sons.
- Kazemi, H., Hemmati, H., & Faridvand, R. (2011). Investigating the relationship between conservatism accounting and earnings attributes. *World Applied Sciences Journal*, 9(12), 1385-1396.
- Mattessich, R. (1964). *Accounting and analytical methods*. Illinois: Richard D. Irwin, Inc.
- Ouyang, B., Wan, H. (2014). Do analysts understand conservatism? *Accounting and Finance Research*, 3(1), 1-8.
- Paulo, I. I. S. L. M., Cavalcante, P. R. N., & Paulo, E. (2013). Relação entre qualidade da auditoria e conservadorismo contábil nas empresas brasileiras. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 7(3), 305-327.
- Pronunciamento Conceitual Básico CPC 00(R1)*. (2011). Estrutura conceitual para elaboração e divulgação de relatório contábil-financeiro. Recuperado de <http://www.cpc.org.br/CPC/Documentos-Emitidos/Pronunciamentos/Pronunciamento?Id=80>
- Resolução CFC n. 1.374, de 8 de dezembro de 2011*. Dá nova redação à NBC TG estrutura conceitual - Estrutura Conceitual para Elaboração e Divulgação de Relatório Contábil-Financeiro. Recuperado de <http://www.normaslegais.com.br/legislacao/resolucao-cfc-1374-2011.htm>
- 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 de Contabilidade & Finanças*, 56(22), 174-188.
- Sousa, E. F. de, Sousa, A. F., & Demonier, G. B. (2016). Adoção das IFRS no Brasil: Efeitos no conservadorismo contábil. *REPEC - Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 10(2), 136-147.

Statement of Financial Accounting Concepts n. 2. (1980, May). Qualitative characteristics of accounting information. Recuperado de <http://www.fasb.org/cs/BlobServer?blobcol=urldata&blobtable=MungoBlobs&blobkey=id&blobwhere=1175820900526&blobheader=application%2Fpdf>

Watts, R. L. (2003a). Conservatism in accounting – part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 3(17), 207-221.

Watts, R. L. (2003b). Conservatism in accounting – part II: Evidence and research opportunities. *Accounting Horizons*, 4(17), 287-301.

Xie, Y., Zheng, L., & Amy Lau, H. L. (2012). Reporting incentives for accounting conservatism, evidence from asset and equity tunneling. *Pacific Accounting Review*, 24(2), 38-160.

Sobre os autores:

1. Clóvis Antônio Kronbauer, Doutor em Contabilidade e Auditoria, Universidade de Sevilla, Espanha. E-mail: clovisk@unisin.br.

2. Luiz Henrique Figueira Marquezan, Doutor em Ciências Contábeis, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Brasil. E-mail: luizmarquezan@gmail.com.

3. Marco Aurélio Gomer Barbosa, Mestre em Ciências Contábeis, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Brasil. E-mail: marcobarbosa@furg.br.

4. Carlos Alberto Diehl, Doutor em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Catarina, Brasil. E-mail: cd@unisin.br.

Contribuição dos autores:

| Contribuição | Clóvis Antônio Kronbauer | Luiz Henrique Figueira Marquezan | Marco Aurélio Gomer Barbosa | Carlos Alberto Diehl |
|--|--------------------------|----------------------------------|-----------------------------|----------------------|
| 1. Definição do problema de pesquisa | √ | √ | √ | √ |
| 2. Desenvolvimento das hipóteses ou questões de pesquisa (trabalhos empíricos) | √ | √ | √ | √ |
| 3. Desenvolvimento das proposições teóricas (ensaios teóricos) | | | | |
| 4. Fundamentação teórica/Revisão de Literatura | √ | | √ | √ |
| 5. Definição dos procedimentos metodológicos | | √ | √ | |
| 6. Coleta de Dados | | √ | | |
| 7. Análise Estatística | | √ | | |
| 8. Análise e interpretação dos dados | √ | √ | √ | √ |
| 9. Revisão crítica do manuscrito | √ | √ | √ | √ |
| 10. Redação do manuscrito | | √ | √ | |