

O Efeito da Adoção dos IFRS sobre a Relevância Informacional do Lucro Contábil no Brasil

Effect of the Adoption of IFRS on the Information Relevance of Accounting Profits in Brazil

Mateus Alexandre Costa dos Santos

Doutorando, Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-graduação em Ciências Contábeis, Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba, Universidade Federal do Rio Grande do Norte
E-mail: profmateusacs@hotmail.com

Paulo Roberto Nóbrega Cavalcante

Doutor, Controladoria e Contabilidade, Universidade Federal da Paraíba
E-mail: paulocavalcante@ccsa.ufpb.br

Recebido em 7.1.2013 – Desk Aceite em 18.1.2013 – 4ª versão aceita em 11.8.2014.

RESUMO

Este artigo teve por objetivo avaliar o efeito da adoção dos *International Financial Reporting Standards (IFRS)* no Brasil sobre a relevância informacional do lucro contábil das firmas de capital aberto. Estudos internacionais têm demonstrado que a adoção dos *IFRS* aprimora a qualidade da informação contábil, comparativamente aos padrões contábeis domésticos. No Brasil, há evidências esparsas nesse sentido. A relevância informacional é aqui entendida como um atributo multidimensional e intimamente relacionado à qualidade e à utilidade da informação que é expressa pelo lucro contábil. Dentre as suas dimensões, foram investigadas a capacidade associativa e a tempestividade informacional do lucro contábil em relação ao preço das ações. Adicionalmente, por representar um aspecto relacionado à sua tempestividade, também foi analisado o nível de conservadorismo condicional presente no lucro contábil, para tanto, assumindo a perspectiva proposta por Basu (1997). A metodologia consistiu no emprego de regressões combinadas e modelos de dados em painel, por meio dos quais foram analisados os lucros contábeis trimestrais de 246 firmas, entre o primeiro trimestre de 1999 e o primeiro trimestre de 2013, o que resultou em 9.558 observações trimestre-firma. Os resultados obtidos indicaram que a adoção dos *IFRS* no Brasil: (1) aumentou a capacidade associativa do lucro contábil; (2) reduziu a níveis não significantes a tempestividade informacional; e (3) não surtiu efeitos sobre o conservadorismo condicional. Da análise conjunta das evidências empíricas obtidas na presente pesquisa, conclui-se que não é possível afirmar que a adoção dos *IFRS* no Brasil contribuiu com o aumento da relevância informacional do lucro contábil das firmas de capital aberto.

Palavras-chave: *IFRS* no Brasil. Capacidade associativa. Tempestividade informacional. Conservadorismo.

ABSTRACT

This study aimed to assess the effect of adopting the *International Financial Reporting Standards (IFRS)* in Brazil on the information relevance of accounting profits of publicly traded companies. International studies have shown that the adoption of *IFRS* improves the quality of accounting information compared with domestic accounting standards. Concurrent evidence is sparse in Brazil. Information relevance is understood herein as a multidimensional attribute that is closely related to the quality and usefulness of the information conveyed by accounting profits. The associative capacity and information timeliness of accounting profits in relation to share prices were examined. Furthermore, the level of conditional conservatism present in accounting profits was also analyzed because according to Basu (1997), this aspect is related to timeliness. The study used pooled regressions and panel data models to analyze the quarterly accounting profits of 246 companies between the first quarter of 1999 and the first quarter of 2013, resulting in 9,558 quarter-company observations. The results indicated that the adoption of *IFRS* in Brazil (1) increased the associative capacity of accounting profits; (2) reduced information timeliness to non-significant levels; and (3) had no effect on conditional conservatism. The joint analysis of the empirical evidence from the present study conclusively precludes stating that the adoption of *IFRS* in Brazil contributed to an increase the information relevance of accounting profits of publicly traded companies.

Keywords: *IFRS* in Brazil; associative capacity; information timeliness; conservatism.

1 INTRODUÇÃO

Uma das mais importantes motivações para adoção dos *International Financial Reporting Standards* – *IFRS* é a comparabilidade da informação contábil entre os países. Assim, busca-se estabelecer uma linguagem única para os mercados e um ambiente favorável a uma maior fluidez do fluxo de capitais (Ball, 2006; Lima, 2010; Niyama, 2007).

Assume-se, assim, que os conceitos e os critérios de reconhecimento, mensuração e divulgação estabelecidos pelos *IFRS* oferecem uma qualidade informacional superior que implica na utilidade da informação contábil que é produzida (Barth, Landsman, & Lang, 2008; Leuz & Wysock, 2008). Estudos internacionais, sobretudo em países europeus, têm explorado essa temática e proporcionado avanços na compreensão dos efeitos da adoção dos *IFRS* sobre a informação contábil em si, bem como sobre os usuários dessa informação (Ashbaugh & Pincus, 2001; Barth et al., 2008; Garanina & Kormiltseva, 2014; Kargin, 2013; Jarva & Lantto, 2012; Landsman, Maydew, & Thornock, 2012; Soderstrom & Sun, 2007).

Tendo em vista o processo de convergência recentemente vivenciado no Brasil, uma questão que se mostra atual e relevante é avaliar os efeitos da adoção dos *IFRS* sobre informação contábil divulgada por firmas brasileiras. Algumas pesquisas, sob diversas perspectivas, foram desenvolvidas nesse sentido, porém os resultados obtidos ainda são divergentes (Costa, 2012; Lima, 2010; Macedo, Machado, Machado, & Mendonça, 2013; Oliveira & Lemes, 2011; Rodrigues, 2012; Santos, Lima, Freitas, & Lima, 2011). E é nesse contexto que se insere o presente estudo, cujo objetivo é avaliar, no cenário brasileiro, o efeito da adoção dos *IFRS* sobre a relevância informacional do lucro líquido, visando, assim, contribuir com uma maior compreensão do tema.

Entenda-se a relevância informacional como um atributo multidimensional, intimamente relacionado à utilidade da informação que é fornecida ao usuário, atributo que é composto: (i) pela capacidade associativa entre a informação contábil, no caso o lucro, e o valor de mercado da firma, tradicionalmente conhecida como *value relevance* (Barth, Beaver, & Landsman, 2001; Ball, 2006); (ii) pela tempestividade dessa informação, isto é, pela sua capacidade de capturar e expressar, contemporaneamente, os eventos considerados relevantes pelos participantes do mercado quando da precificação das ações (Ball,

2006; Basu, 1997; Santos & Lustosa, 2010); e (iii) pelo conteúdo informacional, que se refere, em linhas gerais, ao impacto causado pela divulgação da informação contábil sobre o preço das ações (Landsman et al., 2012).

A investigação aqui desenvolvida contemplou a capacidade associativa e a tempestividade informacional do lucro contábil. Entretanto, além desses dois aspectos, pesquisas têm sugerido que o conservadorismo; a existência de poucas oportunidades para o gerenciamento de resultados; e a persistência dos lucros, por exemplo, podem capturar importantes dimensões da qualidade da informação contábil de uma firma (Ball, 2006; Leuz & Wysock, 2008). Portanto, é possível que tais fatores também contribuam com a relevância informacional, desse modo, adicionalmente, buscou-se também avaliar os efeitos da adoção dos *IFRS* sobre o nível de conservadorismo condicional presente no lucro contábil, por tratar-se de uma importante característica relacionada à tempestividade informacional.

Sendo assim, o presente estudo explorou a seguinte questão de pesquisa:

Quais os efeitos da adoção dos *IFRS* sobre a relevância informacional da informação contábil no Brasil, isto mensurado com base na capacidade associativa, tempestividade informacional e conservadorismo do lucro contábil das firmas de capital aberto?

É importante frisar que o enfrentamento dessa questão não incorpora a avaliação acerca da qualidade da informação produzida sob os *IFRS*, tampouco se tais padrões são superiores aos padrões domésticos, uma vez que não traça qualquer comparação entre os critérios prescritos por esses conjuntos normativos, bem como não discute aspectos acerca de como essa informação *deveria ser*, mas sim, busca avaliar o quão útil ela é (*ou aparenta ser*) sob a perspectiva dos participantes do mercado acionário brasileiro.

Este artigo está dividido em 5 seções, incluindo esta introdução. Na seção 2, referencial teórico, são apresentados alguns aspectos da adoção do processo de convergência no Brasil, bem como são tratados alguns estudos anteriores. Na sequência, a seção 3 evidencia os aspectos metodológicos empregados, tais como hipóteses, modelos etc. Na seção 4, apresentam-se e discutem-se os resultados obtidos e a seção 5 conclui.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Um Breve Comentário sobre a Adoção dos IFRS no Brasil.

Tem-se assumido que os *IFRS* possuem uma qualidade superior, se comparados à maioria das normas ou padrões contábeis domésticos, e as pesquisas têm evidenciado resultados nessa direção (Ashbaugh & Pincus, 2001; Barth et al., 2008; Costa, 2012; Landsman et al., 2012; Lima, 2010).

Se comparados aos padrões domésticos de ambientes com forte influência legal, política e tributária, os *IFRS*: (i)

refletem melhor a substância econômica dos eventos; (ii) são mais tempestivas; (iii) geram lucros mais informativos; (iv) fornecem balanços patrimoniais mais úteis; e (v) reduzem a manipulação de informações contábeis (Ball, 2006).

Contudo, essa qualidade, por si só, não garante que a adoção dos *IFRS* aumente a relevância da informação contábil. De acordo com Soderstrom e Sun (2007), Niyama (2007), Leuz e Wysock (2008) e Lima (2010), inúmeros estudos apontam que a contabilidade é o produto de fatores

legais, econômicos, políticos e institucionais que afetam os incentivos de divulgação financeira das firmas em cada país, fatores que também exercem influência sobre o modo como os *IFRS* são implementados e assimilados em cada país, o que gera consequências econômicas também distintas.

O Brasil é um país que conta com um sistema jurídico codificado e extremamente legalista (*code law*). Antes da convergência, as normas contábeis sofriam forte influência dos ditames legais, em especial da legislação tributária, e da regulamentação proveniente de organismos governamentais, tais como o Banco Central do Brasil (BC) e a Comissão de Valores Mobiliários (CVM) (Dantas, Rodrigues, Niyama, & Mendes, 2010; Niyama, 2007).

De acordo com Niyama (2007), os órgãos de classe contábil ou institutos representativos da profissão possuíam fraca influência política no processo de determinação dos procedimentos contábeis. Nesse cenário, tendo como principal usuário o governo, a informação contábil pautava-se pela objetividade e verificabilidade, possuindo, assim, baixa relevância para os demais usuários, sobretudo para os participantes do mercado acionário.

O processo de convergência às normas internacionais de contabilidade no Brasil teve como marco principal a promulgação da Lei n. 11.638/2007, que promoveu alterações nas leis n. 6.404/1976 (Lei das S.A.) e n. 6.385/1976, com a finalidade de efetivar, no sistema jurídico nacional, essa convergência normativa. Processo este que, conforme destacam Dantas, Rodrigues, Niyama, e Mendes. (2010), desenvolvia-se desde a década de 1990, como, por exemplo, os esforços institucionais da CVM no sentido de aprimorar as normas contábeis brasileiras com a incorporação de preceitos do padrão do IASB.

No caso das firmas de capital aberto, é possível considerar que a adoção dos *IFRS* se deu em duas etapas, uma vez que tal adoção somente passou a ser obrigatória a partir de 2010, conforme a Instrução CVM n. 457/2007, alterada pela Instrução CVM n. 485/2010. Tem-se, portanto, um período de transição que compreendeu os anos de 2008 e 2009.

Um aspecto fundamental nesse processo foi a implementação do Regime Tributário de Transição (RTT), instituído pela Medida Provisória n. 449/2008 (posteriormente convertida na Lei n. 11.941/2009), e extinto pela Medida Provisória n. 427/2013, que veio viabilizar uma das questões mais emblemáticas do processo de convergência brasileiro: a neutralidade tributária.

Outro fator positivo é o nível de desenvolvimento experimentado pelo mercado acionário brasileiro nos últimos anos. A reformulação da Lei das S.A. ocorrida em 2001; a estabilidade dos preços; a abertura comercial do mercado acionário; e a criação dos níveis diferenciados de governança corporativa e do novo mercado são eventos significativos que contribuíram para esse desenvolvimento (Lima, 2010).

Sendo assim, dadas as características institucionais brasileiras antes e depois da convergência, é de se esperar que a adoção obrigatória e legalmente reconhecida dos *IFRS* permita, no mínimo, uma maior independência para a divulgação financeira, de maneira que, se os *IFRS*, de fato, são superiores às normas domésticas, será possível observar uma maior relevância da informação contábil para os participantes do mercado.

2.2 Estudos Anteriores.

De uma maneira geral, os estudos têm apontado na direção de que a adoção dos *IFRS* aprimora a qualidade da informação contábil (Soderstrom & Sun, 2007). Contudo, no que se refere à relevância informacional do lucro contábil, tal qual aqui investigada, observam-se resultados divergentes, sobretudo em relação ao *value relevance*, um dos atributos mais pesquisados pela maioria dos estudos.

Por exemplo, Barth, Landsman, e Lang (2008), investigando 21 países, verificaram que as firmas que adotaram os *IFRS* apresentaram maior tempestividade no reconhecimento das perdas e maior associação entre o preço das ações e o lucro contábil e o patrimônio líquido (*value relevance*).

Na Grécia, os resultados encontrados por Karampinis e Hevas (2009) indicam que a adoção obrigatória dos *IFRS* afetou positivamente o *value relevance* do lucro contábil e do patrimônio líquido, porém apenas no nível das demonstrações consolidadas.

Já Li (2010) constatou que as firmas da União Europeia que obrigatoriamente passaram a adotar os *IFRS* experimentaram uma redução de, aproximadamente, 47% sobre o seu custo de capital. Para Li (2010), tal redução justifica-se pela maior divulgação de informações financeiras e pela melhoria na comparabilidade da informação entre as firmas.

Landsman, Maydew, e Thornock (2012) verificaram que o conteúdo informacional do lucro contábil aumentou em países que adotaram os *IFRS*, em comparação a países que mantiveram os padrões contábeis domésticos. Resultado obtido tanto em nível de países quanto em nível de firmas. Esse estudo contemplou o período de 2002 a 2007 e analisou 16 países que adotaram os *IFRS* e 11 que não adotaram, dentre estes figurou o Brasil.

Também em um nível multijurisdicional, Ahmed, Chalmers, e Khelif (2013) constataram, de uma maneira generalizada, um aumento na associação (*value relevance*) entre o lucro contábil e o preço das ações, porém verificaram que o nível de associação apresentado pelo patrimônio líquido não sofreu alterações no período pós-*IFRS*. Resultados que se mantiveram mesmo após o controle dos efeitos dos fatores institucionais dos países analisados.

Por outro lado, resultados divergentes são apontados por Callao, Jarne, e Laínez (2007), cujas evidências indicam que a adoção dos *IFRS* na Espanha não aprimorou a relevância dos relatórios financeiros para os participantes do mercado acionário local. Nesse estudo, constatou-se que a diferença entre o valor contábil e o valor de mercado das firmas espanholas se tornou maior com a adoção dos *IFRS*.

Do mesmo modo, na Alemanha, Hung e Subramanyam (2007) constataram que os ativos totais e o patrimônio líquido, bem como as variações deste e do lucro líquido, são maiores sob os *IFRS* e que o patrimônio líquido, frente ao lucro líquido, exerce uma função mais importante na avaliação das firmas e possui maior associação com o preço das ações. A constatação principal desse estudo foi a alteração provocada pelos *IFRS* na dinâmica da informação contábil para uma parcela dos usuários.

Nessa linha, Clarkson, Hanna, Richardson, e Thompson (2011) reuniram evidências que indicam que a adoção dos *IFRS* também não aprimorou a qualidade da divulgação financeira na Europa e na Austrália. A avaliação realizada nesse estudo pautou-se na verificação da associação entre o preço das ações e o lucro contábil e o patrimônio líquido, sob a perspectiva tanto dos *IFRS* ante as normas domésticas quanto do sistema jurídico dos países analisados (codificado ou consuetudinário).

Já Klimczak (2011) não encontrou evidências de que a adoção obrigatória dos *IFRS* na Polônia teria afetado o conteúdo informacional, tampouco o *value relevance* do lucro contábil das firmas polonesas.

Jarva e Lantto (2012), por sua vez, analisando os *IFRS vis-à-vis* as normas contábeis finlandesas, constataram que os lucros apurados de acordo com os *IFRS* são menos tempestivos, muito embora, marginalmente, forneçam maior capacidade preditiva de fluxos de caixa futuros. Além disso, verificaram que os ativos e passivos sob esses padrões apresentam menor associação com o preço das ações. Uma das razões apontadas para esses resultados seria o fato de que a Finlândia já dispunha de normas contábeis de alta qualidade.

Já Kargin (2013), analisando os efeitos da adoção dos *IFRS* na Turquia, encontrou evidências que indicam que a adoção desses padrões não aprimorou o nível de associação entre o lucro contábil e o preço das ações, por outro lado, os resultados mostraram que o patrimônio líquido apresentou maior relevância no período pós-*IFRS*. Para Kargin (2013), esse resultado poderia ser atribuído ao fato de que a aplicação dos *IFRS* tende a aproximar o valor do patrimônio líquido das firmas turcas ao seu valor de mercado.

Na Rússia, Garanina e Kormiltseva (2014) obtiveram resultados semelhantes. Não foram encontradas evidências do aumento do *value relevance* dos relatórios financeiros em função da adoção dos *IFRS*. As pesquisadoras argumentam que tais resultados podem dever-se às diferenças institucionais entre os padrões domésticos e os *IFRS*.

Já em relação ao Brasil, o cenário de pesquisa não é diferente do que se vê em nível internacional. Os estudos desenvolvidos até aqui também apresentam resultados contrários, sob os mais diversos aspectos relacionados aos atributos da informação contábil.

Lima (2010) explorou os efeitos da adoção dos *IFRS*, anos 2008 e 2009, sobre o conteúdo informacional e a re-

levância do lucro contábil. Não foram encontradas evidências de reações anormais do preço das ações em resposta a divulgação dos lucros contábeis pós *IFRS*, no entanto os resultados sugerem que a adoção desses padrões teria aprimorado a relevância informacional do lucro contábil.

Já Santos, Lima, Freitas, e Lima (2011), utilizando o modelo de Basu (1997) e uma versão adaptada deste, não encontraram evidências de que a adoção dos *IFRS* teria produzido efeitos sobre o conservadorismo contábil do lucro contábil das firmas com ações negociadas na BM&FBovespa.

Costa (2012) encontrou evidências de que, nos anos de 2009 e 2010, houve redução da conformidade financeira e fiscal e de que, após a adoção dos *IFRS*, os coeficientes de resposta do lucro contábil se mostraram significativos, o que, segundo ela, sugere um aumento na tempestividade dessa medida. Contudo, contrariamente a essa conclusão, o que se observa é a evidência de associação entre o lucro contábil pós-convergência e o retorno das ações (*value relevance*), tal qual observada por Lima (2010).

Rodrigues (2012), por sua vez, dentre as suas constatações, verificou que a adoção dos *IFRS* no Brasil não teria aumentado o conservadorismo condicional, corroborando parcialmente Santos et al. (2011), tampouco afetado a capacidade associativa do lucro contábil (*value relevance*), neste aspecto, contrariando os resultados de Lima (2010) e Costa (2012).

Contraopondo-se à Rodrigues (2012), Macedo, Machado, Machado, e Mendonça (2013) constataram que a adoção dos *IFRS* aumentou a capacidade associativa (capacidade informacional) do lucro líquido, proporcionando-lhe um maior poder explicativo. Os pesquisadores atribuem esse aprimoramento ao fato de que sob os *IFRS* seria possível retratar com mais fidedignidade a realidade econômica das firmas. Entretanto, os resultados não indicaram a existência de efeitos sobre a capacidade associativa do patrimônio líquido.

É importante salientar que as divergências observadas nos estudos devem ser analisadas, em um primeiro plano, à luz das diferenças legais, econômicas, políticas e institucionais existentes entre os países, pois cada processo de adoção, em verdade, representa uma experiência vivenciada de maneira muito particular.

Contudo, em relação ao ambiente brasileiro, à análise dos resultados, ganham importância as diferenças metodológicas existentes entre os estudos, sobretudo quanto ao modelo e à técnica econométrica utilizados, bem como em relação à amplitude longitudinal e transversal da amostra.

3 METODOLOGIA

3.1 Hipóteses.

Com poucas exceções, a literatura tem demonstrado que os *IFRS* incorporam um maior nível de qualidade, se comparados à maioria dos conjuntos normativos domésticos. Nessa linha, o presente estudo busca avaliar os efeitos da adoção obrigatória dos *IFRS* sobre a relevância informacional do lucro contábil para os participantes do mercado acionário brasileiro,

para tanto serão testadas as seguintes hipóteses de pesquisa:

H1: A adoção dos *IFRS* no Brasil aumentou a capacidade associativa do lucro contábil em relação ao preço das ações.

H2: A adoção dos *IFRS* no Brasil aumentou a tempestividade informacional do lucro contábil.

H3: A adoção dos *IFRS* no Brasil aumentou o nível de conservadorismo do lucro contábil.

3.2 Amostra da Pesquisa.

Foram objeto de estudo as firmas brasileiras de capital aberto. Somente foram consideradas aquelas que se encontravam ativas em 18/07/2013, de acordo com o critério do banco de dados Economática®. As firmas financeiras foram excluídas da amostra em razão de estarem submetidas à regulação do BC. O período analisado compreendeu o 1º trimestre de 1999 até o 1º trimestre de 2013, em uma base trimestral.

Quando possível, foram consideradas as ações do tipo preferencial, em razão da sua maior liquidez. Os preços das ações foram ajustados pelos proventos, conforme critério empregado pelo Economática®.

As variáveis contábeis utilizadas foram o lucro líquido por ação (LPA) e o patrimônio líquido por ação (PLA), que desempenhou a função de controle. Ambas foram obtidas nas demonstrações contábeis individuais. Quando da avaliação da tempestividade informacional e do conservadorismo, essas variáveis foram deflacionadas pelo preço da ação no início do período (p_{t-1}), com o objetivo de controlar uma possível heteroscedasticidade, bem como manter a similaridade com Basu (1997). Além disso, foram excluídos os valores extremos para

$$\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}}$$

R_{it} , LPA_{it} (capacidade associativa) e p_{t-1} (tempestividade/conservadorismo), assim considerados aqueles que se situaram nos primeiro e último percentis.

Desse modo, considerando os critérios de seleção empregados e a disponibilidade de dados, bem como os ajustes realizados, a amostra final formou um painel desbalanceado com 9.558 observações trimestrais, distribuídas entre 246 firmas.

3.3 Modelos.

Foram empregadas regressões combinadas (*pooled*) e dados em painel. O critério para adoção de uma ou outra

técnica foi a análise conjunta da estabilidade dos parâmetros por meio do teste de *Chow* e da variância dos parâmetros por meio dos testes de Diferenciação de Interceptos de Grupos (*DIG*) e de *Hausman*.

O teste de *Chow* tem como hipótese nula a ausência de falha estrutural na estimação. Sendo apropriado para avaliar a pertinência ou não da estimação com *Pooled*. Já o *DIG* testa se as unidades transversais possuem um intercepto comum, a rejeição dessa hipótese sugere que o modelo de efeitos fixos é apropriado. Por fim, o teste de *Hausman* tem como hipótese nula a consistência da estimação por Mínimos Quadrados Generalizados, em outras palavras, que a estimação pelo modelo de efeitos aleatórios é apropriada, em contraposição à realizada pelo modelo de efeitos fixos.

Visando mitigar possíveis problemas de heteroscedasticidade e de autocorrelação dos resíduos, foram utilizados estimadores robustos, tal qual proposto por Arellano (2003), nas estimações realizadas com o emprego do modelo de efeitos fixos.

A primeira relação funcional explorada foi a da capacidade associativa do lucro contábil com o preço das ações. Para essa tarefa, foram empregados modelos de retorno.

Dada a técnica estatística utilizada (dados em painel), bem como o comportamento das séries de dados analisadas, a alternativa viável, conforme os testes realizados (modelo de preço, deflação por p_{t-1}), para mitigar a ocorrência de um possível efeito escala (viés no coeficiente de resposta, heteroscedasticidade etc.) foi a utilização de uma escala exógena, no caso, PLA_{it} , que desempenhou a função de controle. Esse é um recurso válido para tal fim, de acordo com Barth e Kallapur (1996), Barth e Clinch (2009) e Gil-Alana, Iniguez-Sanchez, e Lopez-Espinosa (2011).

Os modelos econométricos empregados para avaliar a capacidade associativa do lucro contábil são evidenciados abaixo¹:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 LPA_{it} + \beta_2 PLA_{it} + \varepsilon_{it} \quad 1$$

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 LPA_{it} + \beta_2 PLA_{it} + \delta_1 D_{it}^{IFRS} + \delta_2 D_{it}^{IFRS} \times LPA_{it} + \varepsilon_{it} \quad 2$$

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 LPA_{it} + \beta_2 PLA_{it} + \sum_{\tau=1}^6 \delta_{\tau} D_{it}^{2007+\tau} + \sum_{\tau=1}^6 (\delta_{6+\tau} D_{it}^{2007+\tau} \times LPA_{it}) + \varepsilon_{it} \quad 3$$

em que

R_{it} = Retorno da firma i no trimestre t ;

LPA_{it} = Lucro por ação da firma i no trimestre t ;

PLA_{it} = Patrimônio Líquido por ação da firma i no trimestre t ;

D_{it}^{IFRS} = Variável *dummy*. $D_{it}^{IFRS} = 1$ se t é posterior a 2007;

$D_{it}^{2008} \dots D_{it}^{2013}$ = Variáveis *dummies*. $D_{it}^{2008} \dots D_{it}^{2013} = 1$ se t é igual ao ano indicado;

β 's e δ 's = parâmetros dos modelos;

ε_{it} = termo de erro dos modelos.

A existência de uma associação significativa entre o lucro contábil e o preço das ações implicará na constatação de um β_1 significativo e positivo. No entanto, se adoção dos *IFRS* aumentou essa capacidade, espera-se que os coeficientes δ_1 e δ_2 , modelo (2), e δ_1 a δ_{10} , modelo (3), sejam positivos e apresentem algum nível de significância.

Para todos os modelos acima também foi analisado o comportamento das ocorrências de quebra estrutural ao longo de toda janela de tempo (1/1999 a 1/2013).

¹ As estimações por meio dos tradicionais modelos de preço ($p_{it} = \beta_0 + \beta_1 LPA_{it} + \varepsilon_{it}$ ou $p_{it} = \beta_0 + \beta_1 LPA_{it} + \beta_2 PLA_{it} + \varepsilon_{it}$) e de retorno ($\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{LPA_{it}}{p_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$ ou $\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{LPA_{it}}{p_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PLA_{it}}{p_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$) não apresentaram resultados satisfatórios. Por exemplo, o modelo de preço apresentou R^2 superior a 0,75, o que gera dúvidas quanto à sua correta adequação, uma vez que, na maioria das séries de dados analisadas, a variável preço apresentou um comportamento não estacionário. Por isso, muito embora a utilização da estimação em painel, foi considerado o modelo de retorno. Contudo, na sua especificação tradicional, esse modelo gerou problemas de multicolinearidade e resultados contraditórios quanto à definição do modelo de painel que deveria ser empregado. Problemas que foram superados com a utilização do logaritmo natural para o cálculo do retorno.

Para mensurar essas ocorrências foi empregado o teste de Chow.

Quanto à tempestividade, foram utilizados os modelos

(4), (5) e (6), abaixo apresentados, os quais são baseados em Beaver, Lambert, e Morse (1980):

onde p_{t-1} é o preço da ação mensurado no final do tri-

$$\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \varepsilon_{it} \quad 4$$

$$\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \delta_1 D_{it}^{IFRS} + \delta_2 D_{it}^{IFRS} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad 5$$

$$\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \sum_{\tau=1}^6 \delta_{\tau} D_{it}^{2007+\tau} + \sum_{\tau=1}^6 (\delta_{6+\tau} D_{it}^{2007+\tau} \times R_{it}) + \varepsilon_{it} \quad 6$$

mestre anterior ($t-1$).

O coeficiente β_1 captura a tempestividade geral do lucro contábil, já os coeficientes δ_1 e δ_2 , modelo (5), e δ_1 a δ_{10} , modelo (6), se relacionam à tempestividade informacional advinda da adoção dos IFRS. Se essas normas tornaram o lucro contábil mais tempestivo, esses coeficientes tenderão

a ser positivos e significantes.

Por fim, o nível de conservadorismo foi mensurado por meio do modelo proposto por Basu (1997), modelo (7); Santos et al. (2011), modelo (8); e por meio do modelo (9) que busca avaliar o impacto anual pós IFRS:

em que $DR_{it} = 1$ se $R_{it} < 0$.

$$\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \delta_1 DR_{it} + \delta_2 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad 7$$

$$\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \delta_1 DR_{it} + \delta_2 DR_{it} \times R_{it} + \delta_3 D_{it}^{IFRS} \times DR_{it} + \delta_4 D_{it}^{IFRS} \times DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad 8$$

$$\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \delta_1 DR_{it} + \delta_2 DR_{it} \times R_{it} + \sum_{\tau=1}^6 (\delta_{2+\tau} D_{it}^{2007+\tau} \times DR_{it}) + \sum_{\tau=1}^6 (\delta_{8+\tau} D_{it}^{2007+\tau} \times DR_{it} \times R_{it}) + \varepsilon_{it} \quad 9$$

Os coeficientes δ_1 e δ_2 capturam o conservadorismo condicional do lucro contábil, enquanto os coeficientes δ_3 e δ_4 , modelo (8), e δ_3 a δ_{12} , modelo (9), buscam refletir os efeitos da adoção dos IFRS sobre conservadorismo. Alterações no nível de conservadorismo resultarão na significância desses coeficientes.

Para os modelos (1), (4) e (7), foram realizadas 4 estimativas em função da segregação da janela de tempo analisada: (i) 1º.trim./1999 ao 1º.trim./2013 – período

total; (ii) 1º.trim./1999 ao 4º.trim./2007 – pré IFRS; (iii) 1º.trim./2008 ao 4º.trim./2009 – período de transição; e (iv) 1º.trim./2010 ao 1º.trim./2013 – pós IFRS. Tal segregação justifica-se pelo fato de que, muito embora os efeitos da Lei n. 11.638/2007 tenham se operado a partir de 1º/01/2008, a adoção plena dos IFRS ocorreu a partir do ano de 2010, conforme a Instrução CVM n. 457/2007, alterada pela Instrução CVM n. 485/2010.

4 RESULTADOS

4.1 Capacidade Associativa do Lucro Contábil.

Nesta etapa, foram estimados os modelos (1), (2) e

(3). Inicialmente, foi estimado o modelo (1) com base em toda janela de tempo analisada, em seguida, para os de-

mais intervalos de tempo. Os resultados são evidenciados na Tabela 1.

Em relação ao período total, verifica-se que o LPA_{it} se

mostrou altamente significativa e com o sinal previsto para a relação proposta. O modelo possui ajuste satisfatório e poder explicativo normal para essa relação.

Tabela 1 Resultados do Modelo (1) – Capacidade Associativa

| Modelo (1): $R_{it} = \beta_0 + \beta_1 LPA_{it} + \beta_2 PLA_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | | | | | | | |
|---|-----------------------|-----------|-----------------------|-----------|------------------------|-----------|---------------------|------------|--|
| Período | 1/1999 – 1/2013 | | 1/1999 – 4/2007 | | 1/2008 – 4/2009 | | 1/2010 – 1/2012 | | |
| Modelo de Painel | Período Total | | Pré IFRS | | Transição | | Pós IFRS | | |
| | Efeitos Aleatórios | | Efeitos Aleatórios | | Efeitos Aleatórios | | Efeitos Fixos | | |
| | Coef. | Teste t | Coef. | Teste t | Coef. | Teste t | Coef. | Teste t | |
| Intercepto | 0,0186 | 7,0310*** | 0,0503 | 9,5341*** | -0,0110 | -1,6109 | -0,0248 | -4,8378*** | |
| LPA_{it} | 0,0078 | 5,5537*** | 0,0057 | 3,0557*** | 0,0147 | 3,1676*** | 0,0095 | 2,2663** | |
| PLA_{it} | -0,0001 | -1,1636 | -0,0001 | -1,6036 | -0,0001 | -1,0193 | 0,0005 | 1,5073 | |
| R^2 (ajust.) | 0,0032 (0,0030) | | 0,0031 (0,0027) | | 0,0057 (0,0046) | | 0,1255 (0,0455) | | |
| Teste F | 15,4724*** | | 7,6917*** | | 5,0484*** | | 1,5697*** | | |
| Chow (obs.) | 70,6412*** (4.545) | | 16,0651*** (1.994) | | 226,5940*** (1.079) | | 18,2122*** (896) | | |
| DIC | 1,0735 | | 1,0289 | | 0,4227 | | 1,4491*** | | |
| Hausman | 0,4243 | | 2,1544 | | 4,0955 | | 6,12463*** | | |
| N. Obs | 9.558 | | 4.932 | | 1.749 | | 2.877 | | |

R_{it} é o retorno da i -ésima ação no trimestre t , apurado na forma logarítmica. LPA_{it} representa o Lucro Líquido do Exercício por Ação da i -ésima firma, no trimestre t . PLA_{it} é o Patrimônio Líquido por Ação da i -ésima firma, no trimestre t . No teste de Chow, (obs.) representa a observação na qual foi identificada a maior magnitude para esse teste. Não foi detectada a presença de multicolinearidade. VIFs inferiores a 2.

*, ** e *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Ainda para todo o período, embora tenham sido verificadas quebras estruturais tanto antes da adoção dos IFRS quanto depois, a ocorrência mais significativa (teste de Chow = 70,6412***) foi observada no 3º. trimestre de 2007, período anterior, mas bem próximo, à adoção dos IFRS. A Figura 1 evidencia esse comportamento.

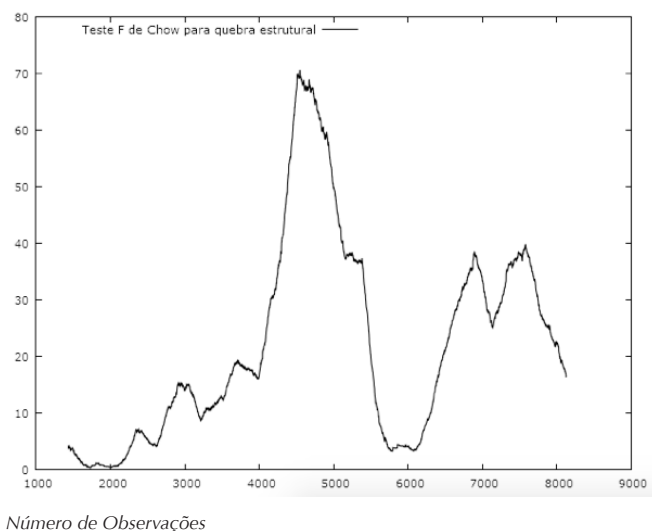


Figura 1 Comportamento do teste de Chow – Estimação modelo (1) período total

Nas estimações dos períodos pré IFRS, transição e pós IFRS, os resultados apontaram uma melhoria na associação entre LPA_{it} e R_{it} a partir do período de transição. Percebe-se que, muito embora o coeficiente de LPA_{it} tenha apresentado sinal positivo para todo o período analisado, tal qual o pre-

visto, verifica-se que, no período pré IFRS, esse coeficiente demonstrava a menor magnitude (0,0057), além de que o modelo também possuía o menor R^2 ajust. Conjuntamente, esses números revelam uma capacidade associativa de LPA_{it} nesse período inferior às observadas para os períodos seguintes.

Já no período de transição, observa-se que o coeficiente de LPA_{it} passou a ser altamente significativo e a sua magnitude passou de 0,0057 para 0,0147, números que indicam que, já no período de transição, a capacidade associativa de LPA_{it} teria aumentado sensivelmente, constatação que é reforçada pelo aumento no R^2 ajust, muito embora esta estatística possua baixa magnitude.

No período pós IFRS, um primeiro aspecto que chama a atenção é a indicação da existência de efeitos fixos no painel de dados. Essa indicação sinaliza que há componentes transversais idiossincráticos, o que, aparentemente é intrigante, se comparado aos outros períodos, haja vista que, a partir de 2010, todas as firmas passaram a adotar obrigatoriamente os IFRS.

Verifica-se também um declínio nas magnitude e significância do coeficiente de LPA_{it} , no entanto observa-se que se manteve preservada a significância estatística da relação. Outrossim, frise-se que o poder explicativo do modelo aumentou sensivelmente, verifica-se que o R^2 ajust. passou de 0,0046 para 0,0455.

Com emprego do modelo (2), foram avaliados os efeitos da adoção dos IFRS sobre a capacidade associativa do lucro contábil, por meio de variáveis *dummies* indicativas para o período de vigência dessas normas. A Tabela 2 apresenta os resultados obtidos.

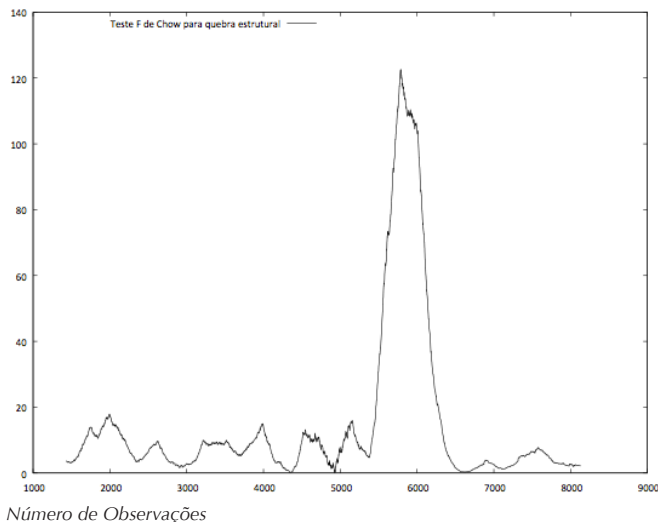
Tabela 2 Resultados do Modelo (2) – Capacidade Associativa

| Modelo (2): | | |
|---|---------------------|----------------|
| $R_{it} = \beta_0 + \beta_1 LPA_{it} + \beta_2 PLA_{it} + \delta_1 D_{it}^{IFRS} + \delta_2 D_{it}^{IFRS} \times LPA_{it} + \varepsilon_{it}$ | | |
| | Coef. | Teste <i>t</i> |
| Intercepto | 0,0507 | 14,1105*** |
| LPA_{it} | 0,0061 | 3,7186*** |
| PLA_{it} | -0,0001 | -2,3416** |
| D_{it}^{IFRS} | -0,0655 | -13,0374*** |
| $D_{it}^{IFRS} \times LPA_{it}$ | 0,0087 | 2,9256*** |
| R^2 (ajust.) | 0,0209 (0,0204) | |
| Teste <i>F</i> | 50,9628*** | |
| <i>Chow</i> (Obs.) | 122,5880*** (5.787) | |
| <i>DIG</i> | 1,1236* | |
| <i>Hausman</i> | 2,8740 | |
| N. Obs. | 9.558 | |

Estimação realizada por meio do modelo de efeitos aleatórios. R_{it} é o retorno da *i*-ésima ação no trimestre *t*, apurado na forma logarítmica. LPA_{it} representa o Lucro Líquido do Exercício por Ação da *i*-ésima firma, no trimestre *t*. PLA_{it} é o Patrimônio Líquido por Ação da *i*-ésima firma, no trimestre *t*. D_{it}^{IFRS} variável *dummy*. Se *t* é posterior a 2007, $D_{it}^{IFRS}=1$. No teste de *Chow*, (*obs.*) representa a observação na qual foi identificada a maior magnitude para esse teste. Não foi detectada a presença de multicolinearidade. Fatores de Inflacionamento de Variância (*VIF*) < 2.

*, ** e *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Similarmente à estimação do modelo (1), a regressão *pooled* revelou a ocorrência de quebra estrutural em diversos momentos, conforme evidenciado pela Figura 2. Entretanto, a ocorrência mais significativa foi observada para o 4º trimestre de 2008, para o qual o teste de *Chow* indicou uma estatística *F* igual a 122,5880.

**Figura 2** Comportamento do teste de *Chow* – Estimação modelo (2)

Percebe-se o deslocamento do momento de maior quebra estrutural do período pré *IFRS*, conforme verificado no modelo anterior, para o período posterior a esse evento, o que se deve ao maior controle exercido pela introdução da variável *dummy*.

A modelagem de dados em painel, por meio do modelo de efeitos aleatórios, mostrou-se mais apropriada à distribuição dos dados, conforme os testes de *Chow* e de *Hausman*. Verificaram-se resultados superiores para essa

estimação, se comparados àqueles obtidos com o modelo (1). Observa-se que o LPA_{it} se mostrou significativo na relação proposta. O modelo apresentou ajuste altamente significativo e um maior poder explicativo.

Os parâmetros associados às variáveis D_{it}^{IFRS} e $D_{it}^{IFRS} \times LPA_{it}$ mostraram-se altamente significativos, inclusive para esta última, tal qual o esperado, apresentou sinal positivo. Essas constatações indicam que os períodos de transição e de adoção plena dos *IFRS* e os respectivos LPA_{it} foram significativos na explicação das variações de R_{it} . Resultado que corrobora aquele obtido por meio do modelo (1), estimado com base na segregação temporal.

A fim de avaliar o efeito ano a ano da adoção das *IFRS*, foi estimado o modelo (3), cujos resultados são apresentados a seguir:

Tabela 3 Resultados do Modelo (3) – Capacidade Associativa

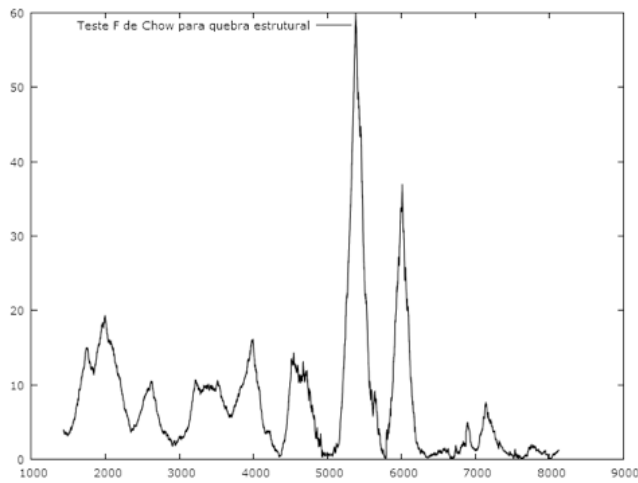
| Modelo (3): | | |
|---|-----------------|----------------|
| $R_{it} = \beta_0 + \beta_1 LPA_{it} + \beta_2 PLA_{it} + \sum_{\tau=1}^6 \delta_{\tau} D_{it}^{2007+\tau} + \sum_{\tau=1}^6 (\delta_{6+\tau} D_{it}^{2007+\tau} \times LPA_{it}) + \varepsilon_{it}$ | | |
| | Coef. | Teste <i>t</i> |
| Intercepto | 0,0527 | 19,0325*** |
| LPA_{it} | 0,0056 | 2,1352** |
| PLA_{it} | -0,0002 | -2,1469** |
| D_{it}^{2008} | -0,2082 | -25,1652*** |
| D_{it}^{2009} | 0,0758 | 8,9609*** |
| D_{it}^{2010} | -0,0296 | -3,9638*** |
| D_{it}^{2011} | -0,1151 | -15,6283*** |
| D_{it}^{2012} | -0,0582 | -7,4270*** |
| D_{it}^{2013} | -0,0863 | -6,4863*** |
| $D_{it}^{2008} \times LPA_{it}$ | 0,0062 | 1,3050 |
| $D_{it}^{2009} \times LPA_{it}$ | 0,0071 | 1,1417 |
| $D_{it}^{2010} \times LPA_{it}$ | -0,0059 | -0,9943 |
| $D_{it}^{2011} \times LPA_{it}$ | 0,0120 | 2,5612** |
| $D_{it}^{2012} \times LPA_{it}$ | 0,0172 | 2,7425*** |
| $D_{it}^{2013} \times LPA_{it}$ | 0,0253 | 2,2336** |
| R^2 (ajust.) | 0,1135 (0,0891) | |
| Teste <i>F</i> | 4,6507*** | |
| <i>Chow</i> (Obs.) | 59,9255 (5.382) | |
| <i>DIG</i> | 1,1236* | |
| <i>Hausman</i> | 27,9782 *** | |
| N. Obs. | 9.558 | |

Estimação realizada por meio do modelo de efeitos fixos. R_{it} é o retorno da *i*-ésima ação no trimestre *t*, apurado na forma logarítmica. LPA_{it} representa o Lucro Líquido do Exercício por Ação da *i*-ésima firma, no trimestre *t*. PLA_{it} é o Patrimônio Líquido por Ação da *i*-ésima firma, no trimestre *t*. $D_{it}^{2009...2013}$ variáveis *dummies*. Se *t* é o ano indicado, $D_{it}^{2008...2013}=1$. No teste de *Chow*, (*obs.*) representa a observação na qual foi identificada a maior magnitude para esse teste. Não foi detectada a presença de multicolinearidade. Fatores de Inflacionamento de Variância (*VIF*) < 2.

*, ** e *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Verificaram-se inúmeras ocorrências de quebra estrutural no modelo, sem que, necessariamente, estivessem vinculadas à adoção dos *IFRS*, conforme já observado nos

modelos anteriores. Entretanto, a indicação de uma quebra estrutural sensivelmente mais acentuada ocorreu no 3º. trimestre de 2008 (teste de *Chow* 59,9255), o que é evidenciado graficamente na Figura 3.



Número de Observações

Figura 3 Comportamento do teste de Chow – Estimação modelo (3)

Novamente foi empregada a técnica de dados em painel, especificamente, o modelo de efeitos fixos, haja vista a indicação da sua adequação pelo teste de *Hausman*. O coeficiente do LPA_{it} mostrou-se altamente significativo e com o sinal esperado. Os coeficientes das variáveis *dummies* introduzidas apresentaram significância estatística inferior a 1%, porém, com exceção de 2009, mostraram-se negativos, contrariando a previsão. Já em relação às variáveis multiplicativas, somente são observados coeficientes significantes para os anos de 2011, 2012 e 2013, ao nível de 5%, 1% e 5%, respectivamente. Os sinais desses coeficientes estão de acordo com o previsto.

A estimação apresentou ajuste e poder explicativo superiores aos obtidos com os modelos (1) e (2), sugerindo assim que o maior controle dos efeitos temporais relacionados aos anos de transição e de pós *IFRS* aprimoraram a associação analisada. Entretanto, verificou-se a presença de efeitos fixos transversais, de modo que a estimação por meio do modelo de efeitos fixos foi necessária. Característica também observada na estimação do modelo (1) para o período pós *IFRS*.

Os anos a partir de 2008 ofereceram certo nível de explicação às variações de R_{it} . Contudo, tal explicação só apresentou alguma vinculação aos efeitos da adoção dos *IFRS* sobre o LPA_{it} para os anos de 2011 a 2013. Isso sugere que existem efeitos temporais não necessariamente vinculados à adoção dos *IFRS*.

É importante destacar que a adoção dessas normas no Brasil coincidiu com o início da crise financeira mundial, a qual gerou efeitos sistêmicos sobre o valor de mercado das firmas, impossibilitando-o de refletir corretamente o consenso dos participantes do mercado sobre as expectativas de fluxos de caixa futuros.

Sendo assim, é possível que a relação negativa e estatisticamente significativa observada para as variáveis *dummies* indicativas dos períodos de transição e de pós *IFRS*, seja

reflexo dessa situação, uma vez que denotam que o retorno médio para a maioria desses anos foi inferior à média do período pré *IFRS*. Do mesmo modo, também é possível que as acentuadas ocorrências de quebra estrutural verificadas no 3º. trimestre de 2007 e, sobretudo, nos 3º. e 4º. trimestres de 2008 possam ser decorrentes dos efeitos da crise internacional e não da adoção dos *IFRS*. Para os anos de 2008, 2009 e 2010, observa-se a ausência de significância estatística para os coeficientes do LPA_{it} , sugerindo, assim, que nesses anos o LPA_{it} não estaria associado a R_{it} .

As constatações acima contrariam os resultados do modelo (1), especificamente em relação ao período de transição e permitem depreender que o incremento na magnitude e na significância de LPA_{it} observado na transição não seria decorrente da adoção dos *IFRS*, mas sim de fatores não identificados, mas específicos a LPA_{it} e não necessariamente vinculados às ocorrências dos períodos de transição e de pós *IFRS*, o que é reforçado pela significância estatística observada em todos os modelos para o coeficiente β_1 .

Já no tocante aos anos de 2011 a 2013, observa-se o início do restabelecimento da significância da associação entre LPA_{it} e R_{it} em 2011, a qual é plenamente restaurada a partir de 2012, ano em que se observa novamente uma associação altamente significativa. Uma possível explicação para essas constatações é o fato da não adoção plena dos *IFRS* até 2010, nos termos da Instrução CVM n. 457/2007, alterada pela Instrução CVM n. 485/2010, bem como em razão de que diversos pronunciamentos técnicos foram emitidos ou revisados somente a partir de 2009. Sendo assim, é possível que o período compreendido entre 2008 e 2010 tenha representado, de fato, um período de transição e que, a partir de 2011, essa situação, possivelmente, teria se revertido.

Por oportuno, é válido destacar que a constatação da baixa magnitude e da não significância estatística de LPA_{it} , verificadas no ano de 2010, ante a explicação acima, pode oferecer respostas à redução do coeficiente de LPA_{it} observada na estimação do modelo (1) para o período pós *IFRS*.

Por fim, de uma maneira geral, os resultados indicam que os *IFRS* aprimoraram a capacidade associativa do LPA_{it} , não sendo possível, dessa forma, rejeitar a hipóteses *H1*. Essa constatação está de acordo com o que sugere a literatura e, especificamente, alinhada aos resultados obtidos por Barth et al. (2008), Lima (2010), Costa (2012) e Macedo et al. (2013).

4.2 Tempestividade Informacional.

Na primeira etapa da análise dos efeitos da adoção dos *IFRS* sobre a tempestividade do lucro contábil, o modelo (4) foi estimado tanto com base no período total quanto em relação ao período de adoção dos *IFRS*, conforme evidenciado na Tabela 4.

Para o período total, o modelo de painel mais adequado foi o de efeitos fixos, o qual apresentou ajuste satisfatório e poder explicativo superior a 37%, o que pode ser considerado um bom nível de explicação para este tipo de relação. O coeficiente de R_{it} apresentou baixa significância, sugerindo que o lucro contábil, na média, não se mostrou tempestivo ao longo de todo período.

Tabela 4 Resultados do Modelo (4) – Tempestividade

| Modelo (4): $\frac{LPA_{it}}{P_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | | | | | | |
|--|--------------------|----------------|--------------------|----------------|-----------------|----------------|------------------|----------------|
| Período | 1/1999 – 1/2013 | | 1/1999 – 4/2007 | | 1/2008 – 4/2009 | | 1/2010 – 1/2013 | |
| | Período Total | | Pré IFRS | | Transição | | Pós IFRS | |
| Modelo de Painel | Efeitos Fixos | | Efeitos Aleatórios | | Efeitos Fixos | | Efeitos Fixos | |
| | Coef. | Teste <i>t</i> | Coef. | Teste <i>t</i> | Coef. | Teste <i>t</i> | Coef. | Teste <i>t</i> |
| Intercepto | -0,0866 | -15,3300*** | - | - | - | - | - | - |
| R_{it} | -0,0691 | -1,8380* | 0,1578 | 3,3844*** | 0,0704 | 124,0451*** | 0,0377 | 68,3835*** |
| R^2 (ajust.) | 0,3932 (0,3773) | | 0,0000 (0,0002) | | 0,7164 (0,6713) | | 0,7653 (0,7438) | |
| Teste <i>F</i> | 24,6613*** | | - | | 15,9091*** | | 35,6843*** | |
| <i>Chow</i> (Obs.) | 17,6892*** (4.313) | | 3,9795*** (876) | | 1,4415 (1.037) | | 36,2557*** (496) | |
| <i>DIG</i> | 24,7567*** | | 15,9411*** | | 15,9431*** | | 35,6553*** | |
| <i>Hausman</i> | 31,7853*** | | 3,6284* | | 14,7414*** | | 5,1710** | |
| N. Obs | 9.490 | | 4.884 | | 1.738 | | 2.868 | |

 LPA_{it}

p_{t-1} é o Lucro Líquido do exercício por Ação da *i*-ésima firma, no trimestre *t*, deflacionado pelo preço da ação no final do trimestre *t-1*. R_{it} é o retorno da *i*-ésima ação no trimestre *t*, apurado na forma logarítmica.

No teste de *Chow*, (obs.) representa a observação na qual foi identificada a maior magnitude para esse teste.

*, ** e *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Contudo, a análise segregada demonstrou que isso, necessariamente, não é verdadeiro, pois, muito embora as estimações para os períodos de transição e pós IFRS tenham apresentado elevado poder explicativo, somente foi possível verificar significância para o coeficiente de R_{it} no período pré IFRS. Um maior detalhamento sobre essa situação será oferecido quando da análise do modelo (6), adiante.

Na sequência, a Tabela 5 apresenta os resultados obtidos com as estimações dos modelos (5) e (6).

No caso do modelo (5), percebe-se que ele possui poder explicativo acima dos 37% e ajuste altamente significativo, no entanto não se verificam sinais de tempestividade, uma vez que nenhum dos coeficientes das variáveis independentes se mostrou significativo. Como se vê, a introdução das variáveis *dummies* não revelou nenhum aspecto adicional.

Tabela 5 Resultados dos Modelos (5) e (6) - Tempestividade

| | Modelo (5) | | Modelo (6) | |
|-------------------------------|-------------------|----------------|-------------------|----------------|
| | Coef. | Teste <i>t</i> | Coef. | Teste <i>t</i> |
| Intercepto | -0,1077 | -7,8579*** | -0,108 | -7,9072*** |
| R_{it} | -0,1003 | -1,7705* | -0,1002 | -1,7689* |
| D_{it}^{IFRS} | 0,0459 | 1,6068 | - | - |
| $D_{it}^{IFRS} \times R_{it}$ | 0,0966 | 1,5891 | - | - |
| D_{it}^{2008} | - | - | 0,0309 | 0,9562 |
| D_{it}^{2009} | - | - | 0,0209 | 0,5438 |
| D_{it}^{2010} | - | - | 0,0684 | 2,4876** |
| D_{it}^{2011} | - | - | 0,0604 | 2,0006** |
| D_{it}^{2012} | - | - | 0,0385 | 1,3137 |
| D_{it}^{2013} | - | - | 0,0293 | 0,9546 |
| $D_{it}^{2008} \times R_{it}$ | - | - | 0,0426 | 0,4907 |
| $D_{it}^{2009} \times R_{it}$ | - | - | 0,2004 | 2,2314** |
| $D_{it}^{2010} \times R_{it}$ | - | - | -0,0474 | -0,5496 |
| $D_{it}^{2011} \times R_{it}$ | - | - | 0,1332 | 1,3367 |
| $D_{it}^{2012} \times R_{it}$ | - | - | 0,1679 | 1,9014* |
| $D_{it}^{2013} \times R_{it}$ | - | - | 0,1012 | 0,9097 |
| R^2 (ajust.) | 0,3945 (0,3784) | | 0,3950 (0,3783) | |
| Teste <i>F</i> | 24,5806*** | | 23,6397*** | |
| <i>Chow</i> (Obs.) | 5,4354*** (1.537) | | 4,9625*** (1.487) | |
| <i>DIG</i> | 24,6801*** | | 24,6047*** | |
| <i>Hausman</i> | 46,9029*** | | 69,7238*** | |
| N. Obs. | 9.490 | | | |

 LPA_{it}

Estimação realizada por meio do modelo de efeitos fixos. p_{t-1} é o Lucro Líquido do exercício por Ação da *i*-ésima firma, no trimestre *t*, deflacionado pelo preço da ação no final do trimestre *t-1*. R_{it} é o retorno da *i*-ésima ação no trimestre *t*, apurado na forma logarítmica. D_{it}^{IFRS} variável *dummy*. Se *t* é pós adoção das IFRS, $D_{it}^{IFRS}=1$. $D_{it}^{2009...2013}$ variáveis *dummies*. Se *t* é o ano indicado, $D_{it}^{2008...2013}=1$.

No teste de *Chow*, (obs.) representa a observação na qual foi identificada a maior magnitude para esse teste.

Não foi detectada a presença de multicolinearidade. Fatores de Inflacionamento de Variância (VIF) < 2.

*, ** e *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Já em relação ao modelo (6), tem-se a indicação de que há efeitos temporais nos anos de 2010 e 2011 que podem explicar

parte das variações de $\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}}$, mas que não estariam relacionados às variações de R_{it} , ou seja, não seriam reflexo destas.

Observa-se, por outro lado, que, em 2009, R_{it} apresentou uma associação significativa com $\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}}$. Não há uma explicação aparente para esse resultado pontual. Em princípio, nenhum evento específico a 2009 ou, talvez antes desse, teria sido capaz de afetar a tempestividade do lucro contábil exclusivamente nesse ano.

Conjuntamente, os resultados indicam que a adoção dos IFRS não aprimorou a tempestividade do lucro contábil, pelo contrário, verificou-se que, no período dessa adoção, há evidências de declínio desse atributo, implicando assim na rejeição da hipótese H2.

4.3 Conservadorismo.

O modelo (7) foi estimado com base no período total (1/1999 – 1/2013) e com base nos períodos pré IFRS – 1/1999 a 4/2007 – e pós IFRS – 1/2008 a 1/2013. A Tabela 6 apresenta os resultados obtidos.

Tabela 6 Resultados do Modelo (7) - Conservadorismo

| Período | 1/1999 – 1/2013 | | 1/1999 – 4/2007 | | 1/2008 – 4/2009 | | 1/2010 – 1/2013 | |
|-------------------------|-------------------|------------|-------------------|-----------|-----------------|-----------|------------------|-----------|
| | Período Total | | Pré IFRS | | Transição | | Pós IFRS | |
| | Coef. | Teste t | Coef. | Teste t | Coef. | Teste t | Coef. | Teste t |
| Intercepto | 0,0692 | -5,0397*** | 0,1123 | 5,2460*** | 0,0660 | 5,2252*** | -0,0222 | -2,1205** |
| R_{it} | 0,1241 | -1,5374 | 0,0975 | -0,9114 | 0,0077 | -0,1289 | -0,1033 | -1,1210 |
| DR_{it} | 0,0243 | -1,3400 | 0,0487 | -1,3868 | 0,0468 | -2,0235** | 0,0003 | 0,0315 |
| $DR_{it} \times R_{it}$ | 0,0505 | 0,4732 | 0,2207 | -1,2608 | 0,1783 | -1,4879 | 0,2237 | 2,3354*** |
| R^2 (ajust.) | 0,3928 (0,3767) | | 0,4474 (0,4188) | | 0,7175 (0,6723) | | 0,7666 (0,7451) | |
| Teste F | 24,4028*** | | 15,6552*** | | 15,8465*** | | 35,6246*** | |
| Chow (Obs.) | 8,9877*** (4.296) | | 3,5214*** (1.537) | | 1,7306 (826) | | 20,8710*** (459) | |
| DIC | 24,2686*** | | 15,6105*** | | 16,0052*** | | 34,6207*** | |
| Hausman | 45,9755*** | | 23,6025*** | | 15,4485*** | | 22,8517*** | |
| N. Obs | 9.488 | | 4.882 | | 1.738 | | 2.868 | |
| $R_{it} \geq 0$ | 4.824 | | 2.672 | | 843 | | 1.309 | |
| $R_{it} < 0$ | 4.664 | | 2.210 | | 895 | | 1.559 | |

Todas as estimações foram realizadas por meio do modelo de efeitos fixos. $\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}}$ é o Lucro Líquido do exercício por Ação da *i*-ésima firma, no trimestre *t*, deflacionado pelo preço da ação no final do trimestre *t-1*. R_{it} é o retorno da *i*-ésima ação no trimestre *t*, apurado na forma logarítmica. DR_{it} variável *dummy*. Se $R_{it} < 0$, $DR_{it} = 1$. No teste de Chow, (obs.) representa a observação na qual foi identificada a maior magnitude para esse teste. Não foi detectada a presença de multicolinearidade. Fatores de Inflacionamento de Variância (VIF) < 3. *, ** e *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para o período total, verifica-se um ajuste altamente significativo para o modelo e um bom poder explicativo, na ordem de 37%, no entanto não se verificam sinais de conservadorismo condicional para o período total, dada a não significância do coeficiente de $DR_{it} \times R_{it}$, aspecto este também observado para os períodos pré e de transição.

Em relação ao período pós IFRS, verifica-se uma estimação com características semelhantes àquelas presentes no período total, entretanto o poder explicativo do modelo foi superior a 74%, o que representa um nível elevado de explicação. Comparando-se estes resultados àqueles obtidos na análise da tempestividade – modelo (4) –, é possível perceber que o controle dos retornos negativos propiciado

pelas variáveis *dummies* é responsável pelo aumento desse poder explicativo.

Esses resultados, por si só, sinalizam a importância dos retornos negativos na relação estudada, entretanto, reforçando essa percepção, verifica-se que o coeficiente de $DR_{it} \times R_{it}$ mostra-se altamente significativo, sugerindo assim, se considerados os períodos pré IFRS e de transição, que a adoção dos IFRS teria aumentado o nível de conservadorismo condicional do lucro contábil.

Controlando os períodos pré, de transição e pós IFRS em um único modelo, bem como cada um dos anos do período pós IFRS, foram obtidos os resultados abaixo evidenciados na Tabela 7.

Tabela 7 Resultados dos Modelos (8) e (9)- Conservadorismo

| | Modelo (8) | | Modelo (9) | |
|--|-----------------|------------|-----------------|------------|
| | Coef. | Teste t | Coef. | Teste t |
| Intercepto | -0,0692 | -5,0396*** | -0,0692 | -5,0328*** |
| R_{it} | -0,1244 | -1,5396 | -0,1244 | -1,5382 |
| DR_{it} | -0,0524 | -2,0363** | -0,0526 | -2,0457** |
| $DR_{it} \times R_{it}$ | 0,0028 | 0,0188 | 0,0034 | 0,0227 |
| $D_{it}^{IFRS} \times DR_{it}$ | 0,0544 | 1,6256 | - | - |
| $D_{it}^{IFRS} \times DR_{it} \times R_{it}$ | 0,0942 | 0,7353 | - | - |
| $D_{it}^{2008} \times DR_{it}$ | - | - | 0,0177 | 0,5396 |
| $D_{it}^{2009} \times DR_{it}$ | - | - | 0,004 | 0,0524 |
| $D_{it}^{2010} \times DR_{it}$ | - | - | 0,0817 | 2,4636** |
| $D_{it}^{2011} \times DR_{it}$ | - | - | 0,0777 | 2,0094** |
| $D_{it}^{2012} \times DR_{it}$ | - | - | 0,0623 | 1,9635** |
| $D_{it}^{2013} \times DR_{it}$ | - | - | 0,0562 | 1,3345 |
| $D_{it}^{2008} \times DR_{it} \times R_{it}$ | - | - | 0,0041 | 0,0303 |
| $D_{it}^{2009} \times DR_{it} \times R_{it}$ | - | - | 0,048 | 0,1858 |
| $D_{it}^{2010} \times DR_{it} \times R_{it}$ | - | - | 0,0008 | 0,0051 |
| $D_{it}^{2011} \times DR_{it} \times R_{it}$ | - | - | 0,1373 | 0,8779 |
| $D_{it}^{2012} \times DR_{it} \times R_{it}$ | - | - | 0,2086 | 1,2146 |
| $D_{it}^{2013} \times DR_{it} \times R_{it}$ | - | - | 0,1949 | 0,9963 |
| R^2 (ajust.) | 0,3932 (0,3770) | | 0,3936 (0,3767) | |
| Teste F | 24,2409*** | | 23,3126*** | |
| Chow | 4,1024*** | | 4,1012*** | |
| (Obs.) | (4.296) | | (4.296) | |
| DIG | 24,1692*** | | 24,1380*** | |
| Hausman | 68,9765*** | | 88,0557*** | |
| N. Obs. | 9.488 | | | |

$$\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}}$$

As estimações foram realizadas por meio do modelo de efeitos fixos. $\frac{LPA_{it}}{p_{t-1}}$ é o Lucro Líquido do exercício por Ação da *i*-ésima firma, no trimestre *t*, deflacionado pelo preço da ação no final do trimestre *t-1*. R_{it} é o retorno da *i*-ésima ação no trimestre *t*, apurado na forma logarítmica. DR_{it} variável *dummy*. Se $R_{it} < 0$, $DR_{it}=1$. D_{it}^{IFRS} variável *dummy*. Se *t* é pós adoção das IFRS, $D_{it}^{IFRS}=1$. $D_{it}^{2009...2013}$ variáveis *dummies*. Se *t* é o ano indicado, $D_{it}^{2008...2013}=1$.

No teste de Chow, (obs.) representa a observação na qual foi identificada a maior magnitude para esse teste. Não foi detectada a presença de multicolinearidade. Fatores de Inflacionamento de Variância (VIF) < 5.

*, ** e *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Nessas estimações, observam-se ajuste satisfatório e poder explicativo superior a 37%. Contudo, em nenhuma delas verifica-se a significância estatística dos coeficientes das variáveis indicativas da presença de conservadorismo condicional, tanto antes quanto depois da adoção dos IFRS, o que contraria o resultado obtido com o modelo (7), para o período pós IFRS, infirmando assim a indicação inicial de um aumento no nível de conservadorismo condicional do lucro contábil nesse período.

Considerando os resultados obtidos por meio dos modelos (7), (8) e (9), tem-se rejeitada a hipótese H3, o que se alinha às constatações de Santos et al. (2011), Paulo, Cavalcante, e Melo (2012) e Rodrigues (2012).

Por outro lado, frise-se que parte desses resultados contraria aqueles obtidos por uma série de estudos realizados no Brasil, a exemplo de Costa, Costa e Lopes (2006), Coelho e Lima (2007), Santos e Costa (2008) e Almeida, Scalzer, e Costa (2008). No entanto, as divergências metodológicas existentes, tais como técnicas estatísticas empregadas, tamanho da amostra, período etc., são aspectos que devem ser considerados.

Por fim, outros dois pontos também merecem comentários: (1) períodos com retornos negativos se mostraram significantes ($DR_{it}=1$); e (2) os modelos apresentaram elevado poder explicativo.

A representatividade dos períodos para os quais se observam retornos negativos pode sinalizar a ocorrência de eventos não associados às variações negativas dos preços que não se relacionam com o lucro contábil na proporção dessas variações. Interessante notar que, conforme os resultados, esses eventos não estariam vinculados à adoção dos IFRS, uma vez que as variáveis representativas das interações entre DR_{it} , R_{it} e as *dummies* indicativas desse período não se mostraram significantes.

Já o alto poder explicativo demonstrado pelos modelos mostra-se atípico, se considerados os estudos nacionais, bem como o estudo seminal de Basu (1997). Entretanto, o que se verificou é que a utilização de um modelo mais adequado às características dos dados, no caso, o modelo de efeitos fixos, aprimorou sensivelmente o R^2

ajustado dos modelos. Para se ter ideia, a estimação dos modelos (7), (8) e (9), por meio de regressão *pooled*, com base no período 1/1999 a 1/2013, apresentou R^2 ajusta-

do de 0,0066, 0,0086 e 0,0082, respectivamente, contra 0,3767, 0,3770 e 0,3767, alcançados pela estimação por meio do modelo de efeitos fixos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve por objetivo avaliar os efeitos da adoção obrigatória dos *IFRS* sobre a relevância informacional do lucro contábil para os participantes do mercado acionário brasileiro. Relevância esta representada pelas suas seguintes dimensões: (i) capacidade associativa com o preço das ações; e (ii) tempestividade informacional. Adicionalmente, na análise da tempestividade, avaliou-se o nível de conservadorismo.

Os resultados indicaram que a adoção dos *IFRS* aumentou a capacidade associativa do lucro contábil (não rejeição de $H1$), o que está alinhado com as evidências apresentadas pelas literaturas nacional e internacional. Quanto à tempestividade, os resultados sugerem que a adoção dos *IFRS* implicou no seu declínio (rejeição de $H2$). Por fim, tem-se que essa adoção não afetou o nível conservadorismo condicional (rejeição de $H3$).

Em relação à tempestividade, os resultados evidenciam que, antes da adoção dos *IFRS*, o lucro contábil apresentava sinais de tempestividade, os quais não puderam ser identificados nos períodos seguintes. Essa constatação é intrigante, pois, muito embora o pressuposto da competência ser uma característica presente tanto nos padrões domésticos quanto nos *IFRS*, tem-se que estes últimos tendem a gerar informações mais tempestivas, uma vez que possuem um caráter menos objetivo para o reconhecimento e mensuração dos elementos patrimoniais e de desempenho da firma. Esse é um aspecto que merece ser estudado com profundidade.

No tocante ao conservadorismo, os resultados mostram-se coerentes com Santos et al. (2011) e Rodrigues (2012), apesar de a indicação da ausência desse atributo no período pré *IFRS* divergir dos demais estudos. Esse é um campo de estudo que merece ser explorado além do caráter descritivo pautado nos modelos econométricos empregados, tradicionalmente assumido nas pesquisas. À maior compreensão desse fenômeno, mostra-se necessário o enfrentamento, sob uma ótica explicativa, de aspectos contábeis mais fundamentais relacionados à norma contábil e ao perfil do investidor do mercado acionário brasileiro.

Conjuntamente, esses resultados sugerem que a adoção dos *IFRS* não aumentou a relevância informacional do lucro contábil para os participantes do mercado, constatação

que, em princípio, vai de encontro ao objetivo fundamental desses padrões: fornecer informações úteis à tomada de decisão dos investidores.

Por outro lado, considerando que a capacidade associativa reflete o nível de associação entre as variações no valor da firma e as variações no lucro contábil ao longo do tempo, tem-se a evidência de que o lucro contábil, pelo menos, tende a refletir aquilo que afetou o valor da firma, mesmo que de forma intempestiva. Sendo assim, é possível assumir que os *IFRS* aprimoraram a capacidade do lucro contábil de expressar aquilo que deve ser reconhecido na ótica dos investidores, o que é um efeito positivo da adoção dos *IFRS*.

Outrossim, um aspecto que requer reflexão é que a ausência de conservadorismo condicional, ao invés de ser algo prejudicial à qualidade da informação, tal qual defendido por boa parte da literatura, pode, na verdade, representar um fator favorável a essa qualidade, quicá à própria utilidade da informação, uma vez que a ausência daquele viés conservador contribui com a neutralidade da informação, permitindo assim que esta represente com mais fidedignidade aquilo que deve expressar.

Contudo, vale destacar que esta pesquisa só contemplou firmas de capital aberto, que representa apenas uma parcela dos diversos usuários da informação contábil, e, ainda assim, assumindo que a precificação das ações representa uma resposta não enviesada dos participantes do mercado sobre o valor da firma. As interações com os fatores legais, institucionais e políticos e os seus efeitos sobre a relação lucro-retorno-*IFRS* não foram avaliados. Isso representa uma fragilidade ao se analisar aspectos mais estruturais dessa relação, apesar de, em certa medida, ser aceitável.

Outra deficiência da pesquisa foi não controlar os efeitos da crise financeira mundial. Além disso, a ausência da análise do conteúdo informacional limitou o alcance da pesquisa, uma vez que explorar a reação do mercado à divulgação do lucro contábil poderia oferecer respostas para algumas questões também relacionadas à tempestividade.

Esses e outros aspectos, por sua vez, oferecem interessantes avenidas de pesquisa que podem fornecer elementos adicionais à compreensão dos efeitos da adoção dos *IFRS* no Brasil.

Referências

- Ahmed, K., Chalmers, K., & Khelif, H. (2013). A meta-analysis of IFRS adoption effects. *The International Journal of Accounting*, 48 (2), 173-217.
- Almeida, J. C. G., Scalzer, R. S., & Costa, F. M. (2008). Níveis diferenciados de governança corporativa e graus de conservadorismo: estudo empírico em companhias abertas listadas na BOVESPA. *Revista de Contabilidade e Organizações – FEA-RP/USP*, São Paulo, 2 (2), 118-131.
- Arellano, M. (2003). *Panel data econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Ashbaugh, H., & Pincus, M. (2001). Domestic accounting standards, international accounting standards, and the predictability of earnings. *Journal of Accounting Research*, 39 (3), 417-434.
- Ball, R. (2006). International financial reporting standards (IFRS): pros and cons for investors. *Accounting and Business Research*, 36 (supplement 1, special issue: International Accounting Policy Forum), 5-27.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3), 77-104.
- Barth, M. E., & Clinch, G. (2009). Scale effects in capital markets-based accounting research. *Journal of Business Finance & Accounting*, 36 (3-4), 253-288.
- Barth, M. E., & Kallapur, S. (1996). The effects of cross-sectional scale differences on regression results in empirical accounting research. *Contemporary Accounting Research*, 13 (2), 527-567.
- Barth, M. E., Landsman, W. R., & Lang, M. H. (2008). International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research*, 46 (3), 467-498.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), 3-37.
- Beaver, W., Lambert, R., & Morse, D. (1980). The information content of security prices. *Journal of Accounting and Economics*, 2 (1), 3-28.
- Callao, S., Jarne, J. I., & Laínez, J. A. (2007). Adoption of IFRS in Spain: effect on the comparability and relevance of financial reporting. *Journal of International Accounting Auditing & Taxation*, 16, 148-178.
- Clarkson, P., Hanna, J. D., Richardson, G. D., & Thompson, R. (2011). The impact of IFRS adoption on the value relevance of book value and earnings. *Working Paper*. Recuperado em 20 fevereiro, 2013, de <http://ssrn.com/abstract=1614362>.
- Coelho, A. C., & Lima, I. S. (2007). Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças - USP*, São Paulo, 18 (45), 38-49.
- Costa, F. M., Costa, A. C. O., & Lopes, A. B. (2006). Conservadorismo em cinco países da América do Sul. *Revista Contabilidade & Finanças - USP*, São Paulo, 17 (41), 7-20.
- Costa, P. S. (2012). *Implicações da adoção das IFRS sobre a conformidade financeira e fiscal das companhias abertas brasileiras*. Tese de doutorado, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil, 2012.
- Dantas, J. A., Rodrigues, F. F., Niyama, J. K., & Mendes, P. C. M. (2010). Normatização contábil baseada em princípios ou em regras? Benefícios, custos, oportunidades e riscos. *Revista de Contabilidade e Organizações – FEA – RP/SP*, 4 (9), 3-29.
- Garanina, T. A., & Kormiltseva, P. S. (2014). The effect of International Financial Reporting Standards (IFRS) adoption on the value relevance of financial reporting: a case of Russia. In C. N. Albu, & R. V. Mustata (Ed.). *Accounting in Central and Eastern Europe* (Research in Accounting in Emerging Economies, v. 13, Chap. 8, pp. 27-60), Emerald Group Publishing Limited.
- Gil-Alana, L. A., Iniguez-Sanchez, R., & Lopez-Espinosa, G. (2011). Endogenous problems in cross-sectional valuation models based on accounting information. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 37 (2), 245-265.
- Hung, M., & Subramanyam, K. R. (2007). Financial statement effects of adopting international accounting standards: the case of Germany. *Review of Accounting Studies*, 12 (4), 623-657.
- Jarva, H., & Lantto, A. M. (2012). Information content of IFRS versus domestic accounting standards: evidence from Finland. *Working Paper*. Recuperado em 06 julho, 2012, de <http://ssrn.com/abstract=1588087>.
- Karampinis, N., & Hevas, D. (2009). The effect of the mandatory application of IFRS on the value relevance of accounting data: some evidence from Greece. *European Research Studies*, XII (1), 73-100.
- Kargin, S. (2013). The impact of IFRS on the value relevance of accounting information: evidence from Turkish firms. *International Journal of Economics and Finance*, 5 (4), 71-80.
- Klimczak, K. M. (2011). Market reaction to mandatory IFRS adoption: evidence from Poland. *Accounting and Management Information Systems*, 10 (2), 228-248.
- Landsman, W. R., Maydew, E. L., & Thornock, J. R. (2012). The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. *Journal of Accounting and Economics*, 53 (1-2), 34-54.
- Leuz, C., & Wysocki, P. (2008). Economic consequences of financial reporting and disclosure regulation: a review and suggestions for future research. *Working Paper*, University of Chicago.
- Li, S. (2010). Does mandatory adoption of International Financial Reporting Standards in the European Union reduce the cost of equity capital? *The Accounting Review*, 85 (2), 607-636.
- Lima, J. B. N. (2010). *A relevância da informação contábil e o processo de convergência para as normas IFRS no Brasil*. Tese de doutorado, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil.
- Macedo, M. A. S., Machado, M. R., Machado, M. A. V., & Mendonça, P. H. C. (2013). Impacto da convergência às normas contábeis internacionais no Brasil sobre o conteúdo informacional da Contabilidade. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 7 (3), 222-239.
- Niyama, J. K. (2007). *Contabilidade internacional*. São Paulo: Atlas.
- Oliveira, V. A., & Lemes, S. (2011). Nível de convergência dos princípios contábeis brasileiros e norte-americanos às normas do IASB: uma contribuição para a adoção das IFRS por empresas brasileiras. *Revista Contabilidade & Finanças*, 22 (56), 155-173.
- Paulo, E., Cavalcante, P. R. N., & Melo, I. I. S. L. (2012). Qualidade da informação contábil na oferta pública de ações e debêntures pelas companhias abertas brasileiras. *Brazilian Business Review – BBR*, Vitória, 9 (1), 1-26.
- Rodrigues, J. M. (2012). *Convergência contábil internacional: uma análise da qualidade da informação contábil em razão da adoção dos padrões internacionais de contabilidade editados pelo IASB*. Tese de doutorado, Universidade de Brasília - UnB, Universidade Federal da Paraíba - UFPB, Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN, Brasília, DF, Brasil.
- 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 – USP*, São Paulo, 22 (56), 174-188.
- Santos, L. S. R., & Costa, F. M. (2008). Conservadorismo contábil e timeliness: evidências empíricas nas demonstrações contábeis de empresas brasileiras com ADRS negociados na Bolsa de Nova Iorque. *Revista Contabilidade e Finanças – USP*, São Paulo, 19 (48), 27-46.
- Soderstrom, N. S., & Sun, K. J. (2007). IFRS adoption and accounting quality: a review. *European Accounting Review*, 16 (4), 675-702.