

**ANÁLISE DA SENSIBILIDADE DO EARNINGS RESPONSE COEFFICIENT (ERC) À  
ADOÇÃO DAS IFRS NO MERCADO BRASILEIRO**

**NATHAN VASCONCELLOS DE ALMEIDA REZENDE MACHADO**  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS (UFMG)

**WAGNER MOURA LAMOUNIER**  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS (UFMG)

# ANÁLISE DA SENSIBILIDADE DO *EARNINGS RESPONSE COEFFICIENT* (ERC) À ADOÇÃO DAS IFRS NO MERCADO BRASILEIRO

## 1. INTRODUÇÃO

Depois da mudança de paradigma normativo da pesquisa contábil para a positiva, inaugurada a partir dos trabalhos seminais de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968), passou a investigar como e quando o mercado de ações vem reagindo às informações contábeis. A partir de então, a informação contábil, em grande maioria informações sobre o lucro, vem sendo avaliada frente à percepção dos seus usuários, utilizando o mercado de capitais e amparada por teorias como a hipótese do mercado eficiente (EMH), entre outras.

Para Paulo, Sarlo Neto e Santos (2012) sob os pressupostos da Hipótese do Mercado Eficiente – EMH desenvolvida por Fama em 1970, o lucro contábil divulgado possui conteúdo informacional, ou seja, é capaz de alterar as expectativas dos investidores acerca dos retornos futuros, de modo a afetar o valor de mercado da firma. O fato é que, à medida que o intervalo de tempo entre o final do período e a divulgação do lucro aumenta, o conteúdo informacional tende a diminuir, uma vez que existem diversos canais alternativos disponíveis que podem suprir a demanda de informação, ainda não conhecida (Paulo, Sarlo Neto & Santos, 2012).

Neste contexto, existe a necessidade de uma medida capaz de mensurar o grau de relacionamento entre o lucro anormal e os retornos das ações das firmas. Medida esta denominada na literatura (Martinez, 2001; Ronen e Yaari, 2008) como *Earnings Response Coefficient* (ERC), e que por definição mensura o adicional do retorno em resposta ao componente inesperado dos lucros divulgados pelas empresas. Por meio dele torna-se possível mensurar o impacto de uma nova informação divulgada ainda não incorporada aos preços pelos investidores (Sarlo Neto, 2004). Relação que se ocorrida de forma plena, cada unidade monetária adicional nos resultados deveria impactar em uma unidade monetária o retorno das ações.

No Brasil, como em diversos países pelo mundo, a alteração na normatização contábil em decorrência do processo de convergência às normas internacionais de contabilidade (IFRS - *International Financial Reporting Standards*), tem motivado vários agentes econômicos a buscarem evidências da qualidade da informação contábil nessa década.

Um dos fenômenos que vem ocorrendo nos últimos anos segundo Ronen e Yaari (2008) tem sido o declínio do ERC, o que pode ser visto, por exemplo, nos estudos de Sinha e Watts (2001); Kothari (2001); Ryan e Zarowin (2003); Dontoh, Radhkrishnan e Ronen (2004). O resultado desses estudos segundo os autores indica um declínio na relevância da informação contábil (*relevance lost*), enquanto Collins, Maydew e Weiss (1997), afirmavam que a relevância da informação contábil não vinha diminuindo, mas sim aumentando mesmo que de forma tímida. No entanto, outras explicações vêm sendo dadas. Uma delas é que o gerenciamento de resultados é reconhecido pelo mercado e descontado, mas este argumento implica que o nível de gerenciamento de resultados tem aumentado ao longo do tempo, além de maior abundância de fontes alternativas de informações financeiras (Ronen & Yaari, 2008).

Diante desse contexto, o presente trabalho buscará responder à seguinte questão de pesquisa: **Como se comporta o Earnings Response Coefficient (ERC) considerando os efeitos e impactos da adoção das International Financial Reporting Standards (IFRS) sobre a relevância das informações contábeis para o mercado de capitais brasileiro?**

O objetivo principal deste estudo consiste em avaliar, no contexto brasileiro, o conteúdo informacional das demonstrações contábeis divulgadas por todas empresas listadas na B3, no período de 2000 a 2016, de modo a verificar, por meio de métricas como o Coeficiente de Resposta ao Lucro (ERC), se elas são relevantes ou não a investidores existentes e em potencial.

Essa pesquisa se justifica diante do número relativamente escasso de trabalhos sobre determinantes do ERC em mercados considerados não desenvolvidos como o Brasil (Pimentel, 2009; Pimentel e Lima, 2010; Pimentel, 2015; Vergini, Gorla e Klann, 2015).

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Informação contábil e o processo de Harmonização**

Diante dos diversos usuários da informação contábil, dentre eles, acionistas, investidores, administradores, reguladores, fornecedores, clientes, colaboradores e suas diferentes demandas, a elaboração e divulgação da informação torna-se muito custosa. Por isso, os órgãos responsáveis pela emissão dos pronunciamentos que compõem um determinado padrão contábil, recomendam que as firmas produzam informações que atendam ao maior número possível de usuários externos (credores e investidores), como o próprio Pronunciamento da Estrutura Conceitual da Contabilidade (CPC 00\_R1).

No mundo das informações, o lucro contábil, por representar uma síntese do resultado empresarial, é considerado um dos resultados mais importantes gerados pela contabilidade e analisado na literatura para os diversos usuários da informação contábil presentes na economia enquanto *proxy* para a qualidade da informação contábil (Martinez, 2001; de Almeida, 2010).

Para tanto, os relatórios contábil-financeiros utilizados na tomada de decisões precisam para que sejam considerados úteis segundo o CPC 00\_R1 (2011), possuir as chamadas características qualitativas fundamentais (relevância e representação fidedigna).

O lucro normalmente é tido como uma das muitas informações contábeis reportadas tidas como relevantes, utilizado para avaliar o desempenho das empresas. No entanto, pode em parte decorrer de ajustes contábeis de natureza discricionária, dada a subjetividade em sua elaboração. Por ser o resultado de diversas escolhas contábeis, pode acabar comprometendo a representação fidedigna da realidade empresarial. Muitas vezes motivados por influências exógenas ao ambiente da empresa, que leva os gestores a gerenciar os resultados contábeis da forma que os convêm (Martinez, 2001).

Para de Almeida (2010) a análise da qualidade do lucro torna-se importante para compreender os incentivos que influenciam os executivos e acionistas a interferirem na sua mensuração e como esses agentes são influenciados por tais incentivos. Lo (2008) considera que a baixa qualidade do lucro pode ser influenciada por padrões contábeis também de baixa qualidade. Situação que poderia comprometer a relevância da informação contábil ao mercado de capitais.

Os relatórios contábeis são, potencialmente, meios importantes de comunicação de informações, como por exemplo informações que se referem ao desempenho empresarial para os investidores (Iudícibus & Lopes, 2004). Nesse sentido, torna-se de extrema importância assegurar a qualidade da informação contábil, pois esta influencia a alocação de recursos, bem como a distribuição de riqueza entre os agentes econômicos (Formigoni, Paulo & Pereira, 2007). Uma vez que essas informações sofrem influência direta de interesses particulares dos gestores que possuem informações privilegiadas.

Depois da mudança de paradigma normativo da pesquisa contábil para a positiva, inaugurada a partir dos trabalhos seminais de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968),

passou-se a investigar como e quando o mercado financeiro vem reagindo às informações contábeis.

Para Watts e Zimmerman (1990) foram eles que incorporaram a metodologia empírica de finanças às questões relativas ao relacionamento da contabilidade com o mercado de capitais. A partir de então, a informação contábil vem sendo avaliada frente à percepção dos seus usuários, utilizando o mercado de capitais como um “laboratório” que possibilita testar o papel informacional da contabilidade amparada por teorias como a hipótese do mercado eficiente (EMH), entre outras.

## **2.2 Hipótese de Mercado Eficiente (EMH)**

Dentro da teoria positiva iniciada por Watts e Zimmermam (1990), a relação entre a informação contábil e o preço das ações tornou-se central e vem sendo amplamente investigada nas últimas décadas. Segundo Iudícibus e Lopes (2004), a EMH vem possibilitando testar o valor das informações contábeis e constatar seu grau de relevância. Isso porque os preços refletem as expectativas dos agentes envolvidos acerca do futuro das empresas, demonstrando a alteração da percepção dos agentes devido a relação desses preços com as informações contábeis (Lopes & Martins, 2012).

Conforme Fama (1970) a eficiência de mercado pode ser separada em três categorias: Fraca, Semi-Forte e Forte. Entende-se como a forma fraca os preços que refletem apenas informações a respeito de preços passados (Fama, 1970; Watts & Zimmerman, 1990; Iudicibus & Lopes, 2004). Talvez por isso, seja considerada a menos exigente entre as formas existentes, por se tratar de informações de fácil acesso, onde o preço de hoje é função do último preço observado, acrescido ao retorno esperado do título e de um componente aleatório ao longo do período.

Enquanto para os autores a forma semi-forte os preços abrangem além das informações passadas, informações publicamente disponíveis. Forma está mais adotada para a realização dos testes de eficiência, pois as informações geradas pela contabilidade deveriam estar refletidas nos preços das ações. Portanto, a alteração em uma variável contábil provocaria a variação dos preços das ações (Sarlo Neto, 2004).

O que a EMH diz é que oportunidades de arbitragem para ganhos sem risco não existem em mercados eficientes e, se existirem, serão corrigidas e não perpetuadas, uma vez que Fama (1970) afirma que um mercado é eficiente quando os preços refletem totalmente as informações disponíveis. O corolário disto é que até é possível bater o mercado e adivinhar o preço de um ativo, mas não de forma consistente e frequente.

## **2.3 Processo de Convergência às IFRS no Brasil**

Com o intuito de assegurar o acesso a um nível mínimo de informações contábeis, surgem normas que obrigam as empresas a divulgarem relatórios contábeis periodicamente. Conforme o artigo 176 da Lei nº. 6.404/76, ao fim de cada exercício social, a diretoria deverá elaborar, com base na escrituração contábil da companhia, algumas demonstrações financeiras, que deverão exprimir com clareza a real situação do patrimônio da empresa.

Reforçando o intuito exposto anteriormente e com o objetivo de se adequar aos padrões internacionais, em 2008 o Brasil passou a adotar as Normas Internacionais de Contabilidade, mais comumente conhecidas como International Financial Reporting Standards (IFRS), com a promulgação da Lei 11.638/07 (Antunes, Grecco, Formigoni & Neto, 2012) e Lei no. 11.941/09. No entanto trata-se de uma convergência parcial, pois a exigência que obriga a adoção do IFRS passa a vigorar ao final de 2010.

A principal inovação para Antunes et al., (2012), trazida por esse processo de convergência às normas internacionais, é que a prática contábil brasileira passa a estar

muito mais baseada na interpretação dos pronunciamentos do Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC) do que na mera aplicação de regras nacionais.

Estudos como o de Braga (2016) apresenta evidências de redução da qualidade do ambiente informacional para países *code law*, e indicam também um aumento nas práticas de gerenciamento de resultados após as IFRS, embora a expectativa em torno da adoção das IFRS fosse um aumento da qualidade das demonstrações financeiras e, conseqüentemente, uma expectativa quanto ao funcionamento eficiente dos mercados de capitais.

Uma vez que, uma das principais alterações trazidas pela nova lei segundo Baptista (2009), foi a ampliação do poder de julgamento dos profissionais da área, criou-se um ambiente propício à prática do gerenciamento. Considerando a capacidade de influência das informações financeiras divulgadas sujeitas ao gerenciamento, Martinez (2001) destaca que um dos principais impactos dessas informações é a influência sobre o preço das ações das empresas.

Destaca-se que, as alterações requeridas a partir da implementação das normas IFRS segundo de Lima (2010) não podem ser analisadas separadamente em relação a outros aspectos institucional, como políticos, culturais e econômicos de diferentes países, uma vez que a regulação não é capaz de definir todos os tratamentos possíveis para mensurar e divulgar todos os eventos econômicos ocorridos. Conseqüentemente, Lima (2010) atribui grande parte da qualidade da informação contábil aos incentivos existentes para a preparação e divulgação das informações e não aos princípios contábeis geralmente aceitos (GAAP).

No Brasil por exemplo, as normas e práticas contábeis eram conservadoras, atreladas especialmente ao regime tributário nacional (Lima, 2010). Seu ambiente institucional caracterizado conforme a estrutura legal, pertencia ao arcabouço do direito romano (*code law*), no qual o governo constitui o principal órgão regulador, interferindo diretamente nos procedimentos e práticas contábeis. As demais instituições de mercado e de classe participavam no processo regulatório de forma menos expressiva, auxiliando a criação de normas para a contabilidade brasileira (Lima, 2010).

Segundo Klann (2011) a adoção das normas contábeis do IASB iniciou-se pela União Europeia e foi disseminada para diversos países. Ambiente este que se tornou propício para uma série de estudos sobre vantagens/desvantagens, assim como, os impactos decorrentes da adoção do IFRS em países distintos.

## **2.4 Coeficiente de Resposta aos Lucros (ERC)**

Baseado na teoria da Eficiência de Mercado a ocorrência de algum evento inesperado pode alterar as expectativas por parte dos investidores, levando a um ajuste nos preços das ações (Vergini, Gorla & Klann, 2015). De forma complementar Ronen e Yaari (2008) afirmam que os investidores revisam suas crenças sobre o valor da firma e ajustam as decisões de investimento, que por sua vez, afetam o preço de mercado.

Para Sarlo Neto (2004) este fato reflete a incorporação de novas informações no valor das ações. Entre os eventos inesperados encontra-se a divulgação dos resultados contábeis divergente daqueles esperados pelo mercado (Vergini, Gorla & Klann, 2015).

Dada a possibilidade de diferença entre os valores divulgados e os esperados, que pode ocorrer dado o comportamento oportunista através do gerenciamento de resultados, surge a necessidade de medidas que mensurem o grau de relacionamento entre o lucro denominado lucro anormal, e os retornos das ações, provocados pela sua divulgação. Na literatura (Martinez, 2001; Sarlo Neto, 2004; Ronen & Yaari, 2008) esta medida é denominada como *Earnings Response Coefficient* (ERC), que mede o retorno adicional em resposta ao componente inesperado dos lucros divulgados pelas empresas em suas demonstrações financeiras (Ronen & Yaari, 2008).

Assim, pode-se compreender que as respostas dos investidores em relação à informação de ganhos serão diferentes para algumas empresas, e esta reação conduz ao estudo do coeficiente de resposta ao lucro, o qual busca identificar e explicar as diferentes respostas do mercado para informações de ganhos.

Dessa forma o coeficiente de resposta ao lucro (ERC), é o coeficiente de lucros anormais na regressão de retornos:

$$R_t = \alpha + ERC \times \Delta Lucro_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

$R_t$  = retorno (ou preço) das ações no mercado;

$\alpha$  = intercepto;

ERC = coeficiente de resposta aos lucros;

$\Delta Lucro_t$  = resultados inesperados ou “anormais”

$\varepsilon_t$  = ruído.

Ou seja, de acordo com esse modelo, quando a informação contábil não for gerenciada, o ERC irá mensurar o efeito de cada \$ reportado ( $r$ ) sobre os preços das ações e esse efeito irá coincidir com um \$ a mais nos lucros reais ( $x$ ). Todavia, para valores elevados do lucro, a resposta nos preços tende a não apresentar o mesmo impacto, com a consequente redução do multiplicador, uma vez que o mercado desconta a possibilidade de GR.

### 3. METODOLOGIA

Esta pesquisa caracteriza-se quanto aos objetivos como descritiva, com abordagem quantitativa e foi realizada por meio de pesquisa documental (quanto aos procedimentos). Têm como objetivo principal a descrição das características de determinada população ou fenômeno ou, então, o estabelecimento de relações entre variáveis. Martins e Theóphilo (2009) afirmam que neste tipo de pesquisa, os fatos são observados, registrados, analisados, classificados e interpretados, sem que o pesquisador interfira neles.

A abordagem quantitativa, tem suas raízes no pensamento positivista, tende a enfatizar o raciocínio dedutivo, as regras da lógica e os atributos mensuráveis da experiência humana (Gerhardt & Silveira, 2009).

Um dos fatores determinantes para a obtenção dos dados é a seleção e definição da população e amostra da pesquisa, para que posteriormente seja aplicado os modelos quantitativos. Neste caso, a população é formada por todas companhias listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (B<sup>3</sup>) no período de 1999 a 2016 totalizando 578 empresas. Essas firmas fornecem as informações necessárias para a aplicação das técnicas estatísticas segundo os modelos apresentados na plataforma teórica que envolve tanto variáveis contábeis como variáveis de mercado (preço das ações). No entanto, empresas que apareceram mais de uma vez (ex: dois tipos de ações, ON e PN) tiveram sua ação de menor liquidez excluídas da amostra para não ocorrer em duplicidade, além daquelas observações que apresentaram dados faltantes (*missings*) impossibilitando a operacionalização dos modelos e testes.

Os dados das companhias a serem utilizados para as variáveis do modelo foram extraídos dos Demonstrativos Contábeis referentes aos trimestres de 1999 a 2016, através do sítio da B<sup>3</sup>, do banco de dados do *Software Económica*® e do próprio site das empresas quando se fez necessário.

Vários estudos sobre a relação entre os relatórios de ganhos e o comportamento dos preços de títulos fornecem evidências que sugerem que uma parte significativa da

informação revelada através de relatórios de ganhos se reflete nos preços de títulos antes do mês do relatório (por exemplo, Ball e Brown, 1968). Isso tem sido atribuído (pelo menos em parte) à existência de outras fontes de informação mais oportunas que permitem aos agentes do mercado prever os lucros antes da sua liberação. A adoção das IFRS no Brasil nos leva à formulação da hipótese dessa pesquisa.

**H<sub>1</sub>: Existe um aumento do Coeficiente de Resposta aos Lucros (ERC), à luz das IFRS, quando comparado com antes do início do período de sua adoção (até o ano de 2009).**

Para tentar responder a H<sub>1</sub> deste trabalho os ERC (β<sub>1</sub>) são obtidos de forma semelhante aos procedimentos adotados por Pimentel (2009), Pimentel (2015) e Pimentel (2016). Obtendo-se um ERC (β<sub>1</sub>) através do modelo básico apresentado por Collins e Kothari (1989) e Ronen e Yaari (2008) e de sua forma estendida por Pimentel (2009) adaptada. Por sua vez, refere-se à inserção de variáveis adicionais de controle ao modelo básico proposto (ex: tamanho, risco, oportunidade de crescimento e alavancagem), além da variável IFRS e sua interação com o lucro anormal, com o propósito de verificar o impacto da adoção das IFRS sobre o ERC. Utiliza-se ainda duas métricas para se obter o lucro anormal (variável independente), assim como, o retorno das ações (variável dependente) usualmente empregado em pesquisas acadêmicas. Os modelos podem ser observados a seguir:

**Quadro 1.** Variáveis de lucro e retorno utilizadas na estimação do ERC

Variável	Medição
Lucro Anormal (Variável independente)	$LA_{it} = \frac{Lucro_{it} - Lucro_{it-1}}{P_{it-1}}$ $LA_{it} = \frac{Lucro_{it} - Lucro_{it-4}}{P_{it-4}}$
Retorno Adicional (Variável dependente)	$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}$
ERC (β <sub>1</sub> ) (Earnings Response Coefficient)	$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 LA_{it} + \beta_2 IFRS_t + \beta_3 IFRS_t \times LA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{modelo básico})$ $R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 LA_{it} + \beta_2 IFRS_t + \beta_3 LA_{it} IFRS_t + \beta_4 TAM_{it} + \beta_5 BETA_{it} + \beta_6 OC_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \varepsilon_{it}$ <p style="text-align: right;">(modelo estendido de Pimentel adaptado)</p>

Fonte: elaborado pelo autor.

Como variáveis de controle utilizou-se:

**Tamanho (TAM):** logaritmo natural do ativo total da empresa:

$$T_{it} = \ln(\text{Ativo Total}_{it}) \quad (8)$$

em que T<sub>i,t</sub> é o tamanho da empresa *i* no período *t*.

**Oportunidades de Crescimento (OC):** é o valor de mercado para o patrimônio líquido relativo ao valor contábil para o patrimônio líquido:

$$\text{Valor de mercado para o valor contábil} = \frac{\text{Valor de mercado do patrimônio}}{\text{Valor contábil do patrimônio}} \quad (9)$$

**Alavancagem (LEV):** é calculada considerando o passivo total dividido pelo total de ativos.

$$LEV = \frac{\text{Passivo Total } it}{\text{Ativo Total } it} \quad (10)$$

em que, LEV é a soma do passivo circulante e não circulante (dívida) dividido pelo ativo total da firma  $i$  no período  $t$ .

**Risco Beta (BETA):** na presente pesquisa este determinante será obtido diretamente do banco de dados do *software* Economatica.

$$\beta_{\alpha} = \frac{Cov(r_{\alpha}, r_m)}{Var(r_m)} \quad (11)$$

Onde:  $\beta_{\alpha}$  = Beta;  $r_{\alpha}$  = Retorno do Ativo;  $r_m$  = Retorno do Mercado

#### 4 ANÁLISE DO EARNINGS RESPONSE COEFFICIENT (ERC) PRÉ-IFRS E PÓS-IFRS

Avaliando os *ERC's* referentes às empresas que constam na amostra do presente estudo, as primeiras inferências sobre a hipótese 1 serão realizadas.

Inicialmente as tabelas a seguir apresentam estatísticas descritivas referentes às variáveis obtidas para as empresas no período de março 2000 a dezembro de 2016. A Tabela 1 apresenta os valores médios, desvio padrão, mínimo e máximo do retorno, das métricas de lucro anormal, além das variáveis de controle utilizadas (tamanho, oportunidade de crescimento, risco beta e alavancagem) na pesquisa para obtenção dos ERC através dos modelos propostos. Além dessas, outras variáveis são utilizadas, entre elas a IFRS (0 ou 1) assim como sua interação com o lucro anormal.

Estes procedimentos são adotados em consonância com o primeiro objetivo específico deste trabalho onde pretende-se verificar e comparar a significância do *ERC* e se a variação do lucro por trimestre (lucro anormal) reportado por todas as empresas de capital aberto listadas na B3, no período de 2000 a 2016, constituem informações relevantes afetando a reação do mercado.

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas das variáveis para cálculo dos ERC.

Variáveis	Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Retorno	8813	-0,0600	0,2706	-1	0,4342
Lucro Anormal (LA1)	8818	-0,0004	0,0296	-0,1192	0,1191
Lucro Anormal (LA2)	8410	-0,0005	0,0336	-0,1305	0,1391
Tamanho	17279	5,9543	0,8826	2,8998	7,5016
Risco Beta	6865	0,7004	0,3348	0,0887	1,4820
Oportunidade de Crescimento	10498	1,5916	1,3331	-0,2956	6,8152
Alavancagem	16233	0,5902	0,3054	0,0578	2,1638

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

Pelos resultados expostos, percebe-se que as médias das variáveis lucro anormal possuem sinais igualmente negativos, assim como para a variável retorno. Esse sinal leva a entender que o lucro do trimestre  $t$  é inferior ao do trimestre anterior  $t-1$ , decrescendo em média -0,0004 e -0,0005 para o mesmo trimestre do ano anterior ( $t-4$ ), ou seja, significa que o lucro na média vem decrescendo com o decorrer dos trimestres.

Diante desses dados preliminares é possível compreender os sinais negativos para o lucro anormal e para o retorno. O momento de instabilidade política e financeira no país podem corroborar com esses resultados e talvez justificar os retornos e lucros anormais

negativos por ações. Junto com esse cenário os dados da tabela podem induzir questionamentos quanto ao momento de se investir ou não em ações de empresas negociadas no mercado de capitais brasileiro.

Analisando os valores mínimos e máximos, pode-se notar, também, que os valores estão concentrados, quando comparados com as médias da amostra para cada variável. Observa-se, igualmente, que, o valor do desvio padrão foi superior à média, no entanto, após a retirada de *outlier* (5%) justificada pela heterogeneidade das empresas que compunham a amostra e o grande número de observações, o desvio-padrão concentrou-se dentro dos limites de mínimo e máximo. Embora exista uma variabilidade natural esse procedimento diminui a variabilidade dos dados e os tornou mais homogêneos e compactos.

Em relação à variável *dummy* IFRS omitida da Tabela anterior o padrão foi o esperado, já que os valores se limitaram a zero ou um. Como o número de observações com o valor um (2010-2016) foi inferior ao número de observações com valor zero (2000-2009) a média ficou mais próxima de zero do que um. De forma similar, o desvio padrão observado ficou próximo da média. Isso significa que na presença das IFRS o retorno aumenta em média 0,41 no caso dessa variável ser estatisticamente significativa.

Quanto ao *Earnings Response Coefficient (ERC)* estimados para o modelo simples e modelo estendido buscou-se observar e identificar possíveis alterações do *ERC* no período pré (2000 – 2009) e pós-IFRS (2010 – 2016). Para isso, houve a inclusão da variável IFRS e da interação da mesma com o lucro anormal (IFRSxLA) foco da hipótese 1, para tentar captar o efeito da adoção das IFRS no lucro anormal e no retorno das firmas.

Assim sendo, foram iniciados os procedimentos metodológicos para verificar a hipótese (H1) deste trabalho onde espera-se que exista um aumento do ERC, à luz das IFRS, quando comparado com antes do início do período de sua adoção (até o ano de 2009). Uma vez que os resultados observados na estatística descritiva são preliminares e não possibilita com certo grau de confiança a rejeição ou não da hipótese.

Após a coleta dos dados para as empresas da amostra no período de 2000 a 2016 foram realizadas duas regressões, ou seja, cada uma utilizando-se de uma das métricas de lucro utilizadas nessa pesquisa. Na Tabela 2 a seguir são apresentados os principais resultados das regressões estimadas.

**Tabela 2.** Resultados da equação:  $R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 LA_{it} + \beta_2 IFRS_t + \beta_3 IFRS_t \times LA_{it} + \varepsilon_{it}$

		Pooled		Fixos (fe)		Aleatórios (re)	
		Coefficiente	P> t	Coefficiente	P> t	Coefficiente	P> t
<b>Modelo 1</b>	<b>LA1</b>	0,2722	0,006*	0,2165	0,017*	0,2284	0,012*
	<b>IFRS</b>	0,0193	0,001*	-0,0009	0,863	0,0007	0,894
	<b>IFRSxLA1</b>	-0,0006	0,935	0,0093	0,164	0,0085	0,203
	<b>Constante</b>	-0,0674	0,000*	-0,0558	0,000*	-0,1298	0,000*
R <sup>2</sup>		0,0023		0,0006		0,0009	
F de Chow				Prob > F = 0.0000 (fixos)			
LM de Breusch-Pagan				Prob > chibar2 = 0.0000 (aleatório)			
Teste de Hausman				Prob > chi2 = 0.0001 (fixos) *			
		Pooled		Fixos (fe)		Aleatórios (re)	
		Coefficiente	P> t	Coefficiente	P> t	Coefficiente	P> t
<b>Modelo 2</b>	<b>LA2</b>	0,4328	0,000*	0,4044	0,000*	0,4110	0,000*
	<b>IFRS</b>	0,0073	0,186	0,0009	0,861	0,0015	0,783
	<b>IFRSxLA2</b>	-0,0016	0,966	0,0112	0,758	0,0158	0,659
	<b>Constante</b>	-0,0434	0,000*	-0,0306	0,000*	-0,0733	0,000*
R <sup>2</sup>		0,0043		0,0108		0,0121	
F de Chow				Prob > F = 0.000 (fixos)			
LM de Breusch-Pagan				Prob > chibar2 = 0.000 (aleatório)			
Teste de Hausman				Prob > chi2 = 0.7102 (aleatório) *			

\* Significância ao nível de 10%

Fonte: Resultados da pesquisa.

A partir dos dados da regressão apresentados na Tabela 2 constata-se que o coeficiente angular (*ERC*) dos modelos simples estimados, foram significativos seja via *pooled*, efeitos fixos ou aleatórios. No entanto, as conclusões extraídas de ambos os modelos considerados significativos divergem quanto à forma de estimação. Para o modelo 1, dado que o teste de Hausman indicou o modelo de efeitos fixos como o mais adequado entende-se que a cada variação de uma unidade monetária no lucro impacta aproximadamente 0,2165 no retorno das empresas. Por outro lado, o modelo 2 evidencia um impacto ainda maior, 0,4110.

Quanto às variáveis incluídas para captar o efeito das normas internacionais sobre os retornos, não foi observada significância estatística em nenhum dos dois modelos utilizados. Entretanto, o lucro anormal possui *Value Relevance* para o mercado, mesmo não sofrendo impacto das IFRS ( $\beta_1 + \beta_3$ ). Ou seja, a interação das IFRS com o lucro anormal não foi significativa ( $\beta_3 \text{IFRSxLA} = 0$ ), conseqüentemente seu impacto é nulo e os coeficientes permanecem o mesmo ( $\beta_1 = 0,2165$  e  $\beta_1 = 0,4110$ , respectivamente).

Afim de validar os modelos utilizados e conseqüentemente os resultados obtidos foram realizados alguns testes. Os resultados dos testes como o de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera, apontam para a rejeição, em ambos os modelos, da hipótese nula, ou seja, de que os termos de erro não se distribuem normalmente. Com base no valor da estatística JB a probabilidade de obter esse número é 0% para os modelos, o que nos leva a rejeitar a hipótese  $H_0$  de normalidade dos termos de erro. Isso acontece quando a estatística JB é muito diferente de zero.

Em relação às variáveis pesquisadas deve-se destacar a constatação da não normalidade. Segundo Sarlo Neto (2004) esta verificação é consistente com os resultados encontrados pela literatura em geral. Apesar de Gujarati (2011) afirmar que o pressuposto de normalidade está restrito apenas para pequenas amostras (menores que 100 observações), podendo-se assumir a premissa de normalidade para amostras maiores com base no Teorema do Limite Central (TLC).

Para o teste RESET a hipótese nula de que não há variáveis omitidas no modelo foi rejeitada apenas para o modelo 2. Como os valores encontrados no teste (0,4693) para o modelo 1 é maior que o nível de significância de 10%, a hipótese nula não pode ser rejeitada, evidenciando que o modelo está bem especificados.

Quanto à presença de multicolinearidade entre as variáveis explicativas, os modelos apresentaram estatística VIF bem abaixo de 10, ou seja, inexistência de multicolinearidade segundo Gurajati e Porter (2011) e Hair *et al.* (2009). Quando a variável apresenta um fator de inflação da variância acima de 10, essa variável é considerada altamente colinear, inflando a variância de um estimador dada a presença de multicolinearidade.

Para a avaliação da autocorrelação, onde os resíduos do modelo deverão ser não autocorrelacionados foi proposto a utilização do teste de Wooldridge. Isso implica que dado dois valores quaisquer para uma variável explicativa, os resíduos associados a essas observações terão correlação nula (Hipótese nula). Mas como observado esse não é o caso, o valor de probabilidade da estatística de teste (0,0627) foi menor que o nível de significância adotado (10%) apenas para o segundo modelo, rejeitando-se a  $H_0$  e concluindo que o modelo apresenta o problema de autocorrelação dos resíduos transformando os estimadores de MQO em não eficientes. Contrário a essa constatação o modelo 1 não permite a rejeição de  $H_0$  (0,1356).

Quanto à heterocedasticidade, foi detectado por meio do teste de *Breusch-Pagan* que a hipótese nula de homocedasticidade foi rejeitada para ambos os modelos. Esse teste verifica se os resíduos possuem variância constante para todas as observações

(homocedástico), ou seja, caso os resíduos não apresentem variância constante, os mesmos podem estar sendo descritos como uma função das variáveis explicativas.

Com base nos resultados dos testes anteriores entende-se a necessidade de ajuste dos modelos. Torna-se então necessário, dado a presença dos problemas de autocorrelação e heterocedasticidade, reestimar os modelos pelo Método de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) apresentados a seguir.

**Tabela 3.** Resultados do modelo simples estimados por GLS.

		<b>Coefficiente</b>	<b>P&gt; t </b>
<b>Modelo 1</b>	<b>LA1</b>	0,1121	0,099*
	<b>IFRS</b>	0,0094	0,025*
	<b>IFRSxLA1</b>	0,0143	0,015*
	<b>Constante</b>	-0,0183	0,000*
		<b>Coefficiente</b>	<b>P&gt; t </b>
<b>Modelo 2</b>	<b>LA2</b>	0,3859	0,000*
	<b>IFRS</b>	0,0090	0,037*
	<b>IFRSxLA2</b>	-0,0161	0,570
	<b>Constante</b>	-0,0168	0,000*

\* Significância ao nível de 10%

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

Por fim, o período inteiro (2000-2016) inclui uma mudança significativa das normas contábeis, após a adoção obrigatória da versão integral das IFRS, em 2010. Assim, uma variável *dummy*, *IFRS*, foi incluída no modelo empírico, a fim de controlar a mudança das práticas contábeis ao assumir 1 para os anos das IFRS (2010 a 2016) e 0 em caso contrário.

Com os ajustes necessários a análise do modelo permite verificar que praticamente todas as variáveis foram significativas ao nível 10%, com exceção da IFRSxLA2. O que equivale a dizer que estas variáveis são estatisticamente significativas para explicar a variabilidade da variável dependente (retorno) do modelo proposto. Sendo assim, a cada variação unitária da variável lucro impacta em aproximadamente 0,11 para o modelo 1 e 0,39 para o modelo 2 no retorno da firma.

Quanto à magnitude e a direção do efeito das variáveis sobre o retorno percebe-se que ambos os modelos são simétricos. Com exceção da variável supracitada que segundo os resultados da tabela anterior é não significativa, ou seja, o impacto da mesma sobre o retorno é nulo. Assim, é possível observar que os modelos utilizados se encontram alinhados quanto a seus resultados.

Desse modo, a hipótese  $H_1$  deste trabalho onde espera-se que exista um aumento do *ERC*, à luz das IFRS, quando comparado com antes do início do período de sua adoção (até o ano de 2009) só pode ser não pode ser rejeitada para o modelo simples adotado. Uma vez que as variáveis lucro anormal para os modelos 1 e 2 são significativas para explicar o retorno das firmas e positivas, entende-se essas informações contábeis-financeiras como relevantes para seus usuários no mercado de capitais. No entanto, o impacto da adoção das IFRS sobre o lucro anormal só é observado para o modelo 1, ou seja, após a adoção das IFRS o impacto das informações contábeis sobre o mercado é atenuado ( $\beta_1 + \beta_3$ ).

Esses resultados vão ao encontro dos achados de Pimentel (2015), quanto ao impacto positivo do lucro e significativo e falta de significância das IFRS quando interagem somente com os lucros inesperados, sugerindo que a adoção das IFRS, por si só, não explica as variações do *ERC*.

Em geral esse fenômeno é contrário a afirmativa de Ronen e Yaari (2008) quanto ao declínio do *ERC*, e as evidências encontradas nos estudos de Sinha e Watts (2001); Kothari (2001); Ryan e Zarowin (2003); Dontoh, Radhkrishnan e Ronen (2004) que

evidenciam ou compartilham da ideia de declínio do *ERC*. Dessa forma, não é possível afirmar que a informação contábil vem perdendo relevância ao longo do tempo (declínio do *ERC*).

De forma complementar ao modelo simples a estimação dos *Earnings Response Coefficient (ERC)* foi realizada pelo modelo estendido. Assim sendo, paralelo ao modelo simples foram executados os mesmos procedimentos metodológicos para ajudar a verificar a hipótese (H1) deste trabalho onde espera-se que exista um aumento do *ERC*, à luz das IFRS, quando comparado com antes do início do período de sua adoção (até o ano de 2009).

A utilização desse modelo busca através da inserção das variáveis de controle tornar os resultados apresentados anteriormente mais robustos. Uma vez que, no modelo simples utiliza-se apenas uma variável para explicar a variável dependente. Dessa forma, as variáveis de controle poderiam captar efeitos não observados anteriormente, afetando as variáveis de interesse.

A partir dos dados das regressões apresentados na Tabela acima constata-se que apenas para o modelo 1 o coeficiente angular (*ERC's*) não foi estatisticamente significativo, enquanto para o modelo 2 foi observado o oposto. Além disso, os testes para identificar qual modelo seria o mais adequado (Teste de Chow, Breusch-Pagan e Hausman) apontaram que os modelos deveriam ser estimados via efeitos fixos.

**Tabela 4.** Resultados da equação:  $R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 LA_{it} + \beta_2 IFRS_t + \beta_3 LA_{it} IFRS_t + \beta_4 TAM_{it} + \beta_5 BETA_{it} + \beta_6 OC_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \varepsilon_{it}$

		Pooled		Fixos (fe)		Aleatórios (re)	
		Coefficiente	P> t	Coefficiente	P> t	Coefficiente	P> t
<b>Modelo 1</b>	<b>LA1</b>	0,1951	0,132	0,0606	0,615	0,1248	0,302
	<b>IFRS</b>	0,0239	0,004*	0,0197	0,012*	0,0192	0,015*
	<b>IFRSxLA1</b>	-0,0621	0,077*	0,0791	0,053*	-0,0106	0,760
	<b>Tam</b>	0,0435	0,000*	-0,1492	0,000*	-0,0154	0,286
	<b>Beta</b>	0,0417	0,001*	0,0372	0,021*	0,0459	0,003*
	<b>OC</b>	0,0266	0,000*	0,0462	0,000*	0,0416	0,000*
	<b>Lev</b>	-0,0564	0,000*	0,0182	0,592	-0,0404	0,127
	<b>Constante</b>	-0,3835	0,000*	0,7975	0,000*	-0,0780	0,398
<b>R<sup>2</sup></b>		0,0468		0,0459		0,0334	
F de Chow		Prob > F = 0.0000 (fixos)					
LM de Breusch-Pagan		Prob > chibar2 = 0.000 (aleatório)					
Teste de Hausman		Prob > chi2 = 0.000 (fixos)*					
		Pooled		Fixos (fe)		Aleatórios (re)	
		Coefficiente	P> t	Coefficiente	P> t	Coefficiente	P> t
<b>Modelo 2</b>	<b>LA2</b>	0,4794	0,000*	0,4013	0,000*	0,4369	0,000*
	<b>IFRS</b>	0,0127	0,088*	0,0202	0,006*	0,0170	0,020*
	<b>IFRSxLA2</b>	-0,0476	0,289	-0,0216	0,619	-0,0319	0,461
	<b>Tam</b>	0,0432	0,000*	-0,1054	0,000*	-0,0000	0,998
	<b>Beta</b>	0,0192	0,090*	0,0262	0,080*	0,0313	0,026*
	<b>OC</b>	0,0244	0,000*	0,0448	0,000*	0,0392	0,000*
	<b>Lev</b>	-0,0782	0,000*	-0,0279	0,424	-0,0819	0,001*
	<b>Constante</b>	-0,3315	0,000*	0,5652	0,000*	-0,1157	0,184
<b>R<sup>2</sup></b>		0,0544		0,0491		0,0417	
F de Chow		Prob > F = 0.0000 (fixos)					
LM de Breusch-Pagan		Prob > chibar2 = 0.000 (aleatório)					
Teste de Hausman		Prob > chi2 = 0.0000 (fixo)*					

\* Significância ao nível de 10%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Alguns desses resultados divergem daqueles observados para o modelo simples. Para ele o coeficiente de resposta aos lucros foi significativo para ambos os modelos. Além disso, o modelo apontado como mais adequado foi o de efeito fixos, enquanto para

o modelo 1 simples deveria ser estimado via efeito aleatório. Por fim, os modelos estendidos não apresentaram maior  $R^2$  (0,0459 e 0,0491) como o modelo 2 simples (0,0121).

Característica similar aos modelos simples e estendidos refere-se a direção e magnitude do efeito da informação contábil no retorno das firmas, com exceção ao modelo 2 estendido (não significativa = 0,0606), ou seja, a cada variação de uma unidade monetária no lucro anormal o impacto no retorno das empresas é aproximadamente 0,2359 e 0,4287 para os modelos simples e 0,4013 para o modelo 1 estendido respectivamente. A significância desses valores demonstram a coerência da magnitude e efeito do lucro sobre o retorno dos modelos estimados.

Quanto à relação da adoção das IFRS com o lucro ( $\beta_3 LA_{it} IFRS_t$ ) para o primeiro modelo essa relação é estatisticamente significativa, o contrário é observado para o segundo modelo. Dessa forma, enquanto para um modelo o lucro anormal não tem relevância (modelo 1), após as IFRS tornam-se mais relevantes. Para o outro modelo o comportamento é oposto, ou seja, a informação contábil é relevante antes da adoção das IFRS mas sem efeito da mesma sobre o lucro após sua adoção, conseqüentemente não impactando o retorno das firmas.

Da mesma forma que no modelo simples foram adotados os mesmos procedimentos para testar alguns pressupostos no modelo estendido. Os testes de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera apresentados, apontam para a rejeição da hipótese nula, ou seja, de que os termos de erro não se distribuem normalmente, essa constatação também foi observada para o modelo simples adotado anteriormente. Com base no valor da estatística JB a probabilidade de se obter esses valores é 0% para os modelos, o que nos leva a rejeitar a hipótese  $H_0$  de normalidade dos termos de erro. Resultados estes que divergem dos observados por Pimentel (2009).

Os resultados obtidos para o teste RESET revelaram que a hipótese nula de que não há variáveis omitidas no modelo também foi rejeitada para modelos. Como os valores encontrados no teste são menores que o nível de significância de 10%, a hipótese nula foi rejeitada, evidenciando que os modelos não estão bem especificados, similar ao modelo simples.

Quanto a presença de multicolinearidade entre as variáveis explicativas, os modelos apresentaram estatística VIF de 1,01, ou seja, inexistência de multicolinearidade segundo Gurajati e Porter (2011) e Hair *et al.* (2009). Enquanto para a avaliação da autocorrelação, o teste de Wooldridge foi empregado. Através de sua estatística de teste e seu p-valor a Hipótese nula foi rejeitada, não sendo possível afirmar que os modelos não possuem autocorrelação dos resíduos.

Por fim, a heterocedasticidade, foi detectada por meio do teste de *Breusch-Pagan*. Ou seja, os resíduos não possuem variância constante para todas as observações, conseqüentemente podem estar sendo descritos como uma função das variáveis explicativas do próprio modelo.

Para melhor especificação dos modelos mediante os problemas apresentados, ambos os modelos foram ajustados e reestimados pelo Método dos Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) apresentados na tabela abaixo. Segundo Bressan, Braga e Bressan (2012) o modelo se torna mais robusto, caso ocorram problemas de autocorrelação ou heterocedasticidade, gerando resultados satisfatórios.

A análise dos modelos permite verificar que em cada modelo apenas duas variáveis não foram significativas ao nível 10%. Para o modelo 1 apenas as variáveis LA1 e Risco Beta, enquanto para o modelo 2 foram as IFRSxLA2 e Risco Beta. Apesar do ajuste de ambos os modelos as variáveis de interesse LA e IFRSxLA não sofreram

alterações, no entanto, a variável Beta se apresenta com sinais opostos para os modelos, mas não estatisticamente significativa.

**Tabela 5.** Resultados do modelo estendido estimados por GLS.

		<b>Coefficiente</b>	<b>P&gt;  t  </b>
<b>Modelo 1</b>	<b>LA1</b>	-0,0082	0,922
	<b>IFRS</b>	0,0183	0,001*
	<b>IFRSxLA1</b>	0,1039	0,001*
	<b>Tam</b>	0,0315	0,000*
	<b>Beta</b>	0,0075	0,467
	<b>OC</b>	0,0251	0,000*
	<b>Lev</b>	-0,0591	0,000*
	<b>Constante</b>	-0,2470	0,000*
<b>Modelo 2</b>	<b>LA2</b>	0,3336	0,000*
	<b>IFRS</b>	0,0128	0,024*
	<b>IFRSxLA2</b>	-0,0085	0,756
	<b>Tam</b>	0,0331	0,000*
	<b>Beta</b>	-0,0001	0,991
	<b>OC</b>	0,0233	0,000*
	<b>Lev</b>	-0,0713	0,000*
	<b>Constante</b>	-0,2394	0,000*

\* Significância ao nível de 10%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Já as demais variáveis (IFRS; Tam; OC; Lev; e Constante) se apresentam de forma similar entre os modelos. O que equivale a dizer que estas variáveis são estatisticamente significativas para explicar a variabilidade da variável dependente (retorno) do modelo proposto. Sendo assim, quando a variável IFRS igual a um o impacta no retorno da firma é 0,0183 e 0,0128 respectivamente.

Desse modo, a hipótese  $H_1$  deste trabalho onde espera-se que exista um aumento do *ERC*, à luz das IFRS, quando comparado com antes do início do período de sua adoção (até o ano de 2009) não pode ser rejeitada. Uma vez que a variável lucro anormal para o modelo 2 é significativa para explicar o retorno das firmas, entende-se essas informações sobre o lucro como relevantes para seus usuários. No entanto, o impacto da adoção das IFRS sobre o lucro anormal só é observado para o modelo 1. No primeiro caso, a variável contábil é relevante, mas não sofre influência da adoção das IFRS assim como um dos modelos estendidos em Pimentel (2015), enquanto para o segundo caso, a adoção das IFRS tem impacto positivo sobre as informações contábeis, ou seja, após às IFRS a informação contábil torna-se significativa.

Essas conclusões denotam a relevância da informação, logo, a  $H_1$  deste trabalho não pode ser rejeitada, corroborando com o trabalho anteriormente realizado por Hung e Subramanyam (2007) na Alemanha, além de Lima (2010) e Ramos e Lustosa (2013) no Brasil, a adoção das IFRS contribui para a relevância da informação contábil. Achados esses que vão de encontro com Ronen e Yaari (2008), Sinha e Watts (2001); Kothari (2001); Ryan e Zarowin (2003); Dontoh, Radhkrishnan e Ronen (2004).

## 5. CONCLUSÕES

O presente trabalho teve como objetivo avaliar, no contexto brasileiro, o conteúdo informacional das demonstrações contábeis divulgadas por todas empresas listadas na B<sup>3</sup>, no período de 2000 a 2016, de modo a verificar, por meio de métricas como o Coeficiente de Resposta ao Lucro (ERC), se elas são relevantes ou não. A partir de então, verificar a

possibilidade de existência de gerenciamento de resultados (GR) e sua influência sobre o *ERC*, assim como, seu comportamento no período pré-harmonização (2000-2009) e pós-harmonização (2010-2016) contábil. Além dos determinantes do *Earnings Response Coefficient (ERC)*.

A estimação do *ERC*, foi realizada utilizando o modelo básico (Ronen & Yaari, 2008) e outro estendido adaptado (Pimentel, 2009). Para ambos os modelos foi necessário a construção de algumas variáveis entre elas retorno, lucro anormal, tamanho da empresa, risco beta, oportunidade de crescimento e alavancagem, além da variável *dummy* para IFRS e sua interação com o lucro anormal. Para a variável lucro anormal optou-se por abordar duas métricas diferentes tidas na literatura como modelos ingênuos.

Para operacionalização dessas variáveis foi utilizado dados do primeiro trimestre de 1999 até o último trimestre de 2016, obtidas no banco de dados Economática. Já que o ano de 1999 é base para o cálculo de diversas variáveis. Através do *Software* STATA e do Microsoft Excel foi possível obter os *ERC's* para cada empresa em cada trimestre.

De forma geral, a hipótese  $H_1$  não pode ser rejeitada tanto para o modelo simples quanto para o modelo estendido. Isso acontece uma vez que, para o primeiro as variáveis lucro anormal para os modelos 1 e 2 são significativas para explicar o retorno das firmas, entende-se essas informações como relevantes para seus usuários. No entanto, o impacto da adoção das IFRS sobre o lucro anormal só é observado para o modelo 1. Enquanto para o modelo estendido o modelo 2 apresenta o *ERC* não significativo, mas após a adoção das IFRS o impacto das informações contábeis sobre o mercado é tido como significativo para explicar a variação do retorno das firmas. Ou seja, após a adoção das IFRS o impacto das informações contábeis sobre o mercado é atenuado ( $\beta_1 + \beta_3$ ) para o modelo 1 simples e torna-se significativa, impactando ( $\beta_3$ ) o retorno para o modelo 2 estendido.

Essas conclusões denotam a relevância da informação, logo, a  $H_1$  deste trabalho não pode ser rejeitada, corroborando com o trabalho anteriormente realizado por Hung e Subramanyam (2007) na Alemanha, além de Lima (2010) e Ramos e Lustosa (2013) no Brasil, a adoção das IFRS contribui para a relevância da informação contábil. Achados esses que vão de encontro com Ronen e Yaari (2008), Sinha e Watts (2001); Kothari (2001); Ryan e Zarowin (2003); Dontoh, Radhkrishnan e Ronen (2004).

Segundo Melo (2015) o sinal positivo e a significância da variável IFRS pode revelar indícios de que as normas internacionais de contabilidade proporcionam maior espaço para julgamento por parte do preparador das demonstrações contábeis-financeiras, caracterizando uma contabilidade mais subjetiva do que normativa para que a essência econômica de cada transação prevaleça sobre a forma em prol de uma visão justa e verdadeira do desempenho econômico-financeiro de cada empresa.

Esse resultado mesmo que parcial corrobora com os objetivos das IFRS de reportar as informações contábeis de forma fidedigna e transparente. Uma vez que, o *ERC* aumenta com sua adoção a informação contábil é vista com maior *Value Relevance* e não interpretada pelo mercado como uma informação gerenciada. Uma vez que impacta a informação divulgada e distorce a interpretação dos usuários da informação, assim como, a relação entre o retorno anormal e o componente inesperado dos lucros (Ronen & Yaari, 2008).

## REFERÊNCIAS

Almeida, J. E. F. D. (2010). *Qualidade da informação contábil em ambientes competitivos*. 188 f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, SP.

- Antunes, M. T. P., Grecco, M. C. P., Formigoni, H., & Neto, O. R. M. (2012). A adoção no Brasil das normas internacionais de contabilidade IFRS: o processo e seus impactos na qualidade da informação contábil. *Revista de Economia e Relações Internacionais*, 10(20), 5-19.
- Ball, R., & Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of accounting research*, 159-178.
- Baptista, E. (2009). Ganhos em transparência versus novos instrumentos de manipulação: o paradoxo das modificações trazidas pela lei nº 11.638. *Revista de Administração de Empresas*, 49(2), 234-239.
- Beaver, W. H. (1968). The information content of annual earnings announcements. *Journal of accounting research*, 67-92.
- Braga, J. P. (2016). Efeitos da Adoção das IFRS sobre a Qualidade das Demonstrações Financeiras: A relevância dos fatores institucionais. Anais... XVI Congresso USP de Controladoria e Contabilidade.
- Bressan, V. G. F., Braga, M. J., Bressan, A. (2012). A Análise da dominação de membros tomadores ou poupadores de recursos nas cooperativas de crédito mineiras. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 2, p. 339–359.
- Collins, D. W., Maydew, E. L., & Weiss, I. S. (1997). Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of accounting and economics*, 24(1), 39-67.
- Dontoh, A., Radhakrishnan, S., & Ronen, J. (2004). The Declining Value-relevance of Accounting Information and Non-Information-based Trading: An Empirical Analysis. *Contemporary Accounting Research*, 21(4), 795-812.
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *The journal of finance*, 46(5), 1575-1617.
- Formigoni, H., Paulo, E., & Pereira, C. A. (2007). Estudo sobre o gerenciamento de resultados contábeis pelas companhias abertas e fechadas brasileiras. In Congresso da Associação Nacional dos Programas de Pós-graduação em Ciências Contábeis, I, Gramado.
- Gerhardt, T. E.; Silveira, D. T. (2009). Métodos de pesquisa. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2009.
- meloGujarati, D. N.; Porter, D. C. (2011). *Econometria básica*. 5. ed. Porto Alegre: AMGH.
- Hair, J. F.; Black, W. C.; Babin, B. J.; Anderson, R. E.; Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados*. 6. ed. Porto Alegre: Bookman.
- 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.
- Iudícibus, S. D., & Lopes, A. B. (2004). *Teoria avançada da contabilidade*. São Paulo: Atlas.
- Klann, R. C. (2011). *Gerenciamento de resultados: análise comparativa de empresas brasileiras e inglesas antes e após a adoção das IFRS*. 372 f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis e Administração) - Universidade Regional de Blumenau, Blumenau.
- Kothari, S. P. (2001). Capital markets research in accounting. *Journal of accounting and economics*, 31(1), 105-231.
- Lima, J. B. N. (2010). *A relevância da informação contábil e o processo de convergência para as normas IFRS no Brasil*. 236 f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, SP.

- Lo, K. (2008). Earnings management and earnings quality. *Journal of Accounting and Economics*, 45(2), 350-357.
- Lopes, A. B., & Martins, E. (2012). Teoria da contabilidade: uma nova abordagem. São Paulo: Atlas.
- Martinez, A. L. (2001). Gerenciamento dos resultados contábeis: estudo empírico das companhias abertas brasileiras. 153 f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis). Universidade de São Paulo, São Paulo, SP.
- Martins, G. A.; Theóphilo, C. R. (2009). Metodologia da investigação científica para ciências sociais aplicadas. 2 ed. São Paulo: Atlas.
- Melo, P. H. F. (2015). Gerenciamento de resultados contábeis e o desempenho das ofertas públicas iniciais de ações de empresas brasileiras. 250 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais.
- Paulo, E., Sarlo Neto, A., & Santos, M. A. C. D. (2012). Reação do preço das ações e intempestividade informacional do lucro contábil trimestral no Brasil. *ASAA-Advances in Scientific and Applied Accounting*, 5(1), 54-79.
- Pimentel, R. C. (2009). *Accounting earnings properties and determinants of earnings response coefficient in Brazil*. 162 f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) - Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Pimentel, R. C. (2015). Lucros Inesperados, Retorno das Ações e Risco no Mercado de Capitais Brasileiro. *Revista Contabilidade & Finanças*, 26(69), 290-303.
- Pimentel, R. C. (2016). Earnings response coefficient estimation: An exploratory and comparative analysis in BRICS. *BASE-Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos*, 13(1), 19-31.
- Pimentel, R. C., & Lima, I. S. (2010). Is the Annual Earnings Response Coefficient Statistically Significant in Brazil?. *Latin American Business Review*, 11(3), 267-291.
- Ramos, D. A., & Lustosa, P. R. B. (2013). Verificação empírica da value relevance na adoção das normas internacionais de contabilidade para o mercado de capitais brasileiro. *Contexto*, 13(25).
- Ryan, S. G., & Zarowin, P. A. (2003). Why has the contemporaneous linear returns-earnings relation declined? *The Accounting Review*, 78(2), 523-553.
- Ronen, J., & Yaari, V. (2008). Earnings management. Springer US.
- Sarlo Neto, A. (2004). *A reação dos preços das ações à divulgação dos resultados contábeis: evidências empíricas sobre a capacidade informacional da contabilidade no mercado acionário brasileiro*. 243 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis). Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças (FUCAPE), Vitória, ES.
- Sarlo Neto, A., Teixeira, A. J. C., Loss, L., & Lopes, A. B. (2005). O diferencial no impacto dos resultados contábeis nas ações ordinárias e preferenciais no mercado brasileiro. *Revista Contabilidade & Finanças*, 16(37), 46-58.
- Sinha, N., & Watts, J. (2001). Economic consequences of the declining relevance of financial reports. *Journal of Accounting Research*, 39(3), 663-681.
- Vergini, D. P., Gorla, M. C., & Klann, R. C. (2015). Fatores que influenciam o coeficiente de resposta de ganhos de companhias de listadas na BMF&BOVESPA. In Anais do Congresso da Associação Nacional do Programa de Pós-graduação em Ciências Contábeis, Curitiba, PR, Brasil.
- Warfield, T. D., & Wild, J. J. (1992). Accounting recognition and the relevance of earnings as an explanatory variable for returns. *Accounting Review*, 821-842.
- Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1990). Positive accounting theory: a ten year perspective. *Accounting review*, 131-156.