

# REAÇÃO DO PREÇO DAS AÇÕES E INTEMPESTIVIDADE INFORMACIONAL DO LUCRO CONTÁBIL TRIMESTRAL NO BRASIL

## **Edilson Paulo**

Doutor em Ciências Contábeis pela USP  
Universidade Federal da Paraíba  
Departamento de Contabilidade e Finanças – DFC/CCSA, Campus Universitário I, João  
Pessoa/PB, Brasil - CEP: 58.059-900  
Telefone: (83) 3216-7285 - e-mail: epaulo@ccsa.ufpb.br

## **Alfredo Sarlo Neto**

Doutor em Ciências Contábeis pela USP  
Universidade Federal do Espírito Santo  
Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas. Av. Fernando Ferrari, 1358, Boa Vista,  
Vitória/ES, Brasil - CEP: 29.075-505  
Telefone: (27) 4009-4444 - e-mail: supersarloneto@gmail.com

## **Mateus Alexandre Costa dos Santos**

Mestre em Ciências Contábeis  
Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-graduação em Ciência Contábeis – UnB,  
UFPB, UFRN  
Av. Eptácio Pessoa, 1705, 2º. Andar. Bairro dos Estados  
João Pessoa/PB, Brasil - CEP: 58.030-900.  
Telefones: (83) 3216-4417 - e-mail: mateusalexandre@hotmial.com.

## **RESUMO**

Presume-se que a divulgação do lucro contábil impacta o preço das ações, tendo vista que esse número contábil representa a medida síntese do desempenho da firma e pode ser considerado um indicador de fluxos de caixas futuros. Contudo, as pesquisas não têm apresentado evidências consistentes acerca desse fenômeno. A própria hipótese da eficiência de mercado oferece questionamentos que infirmam essa ideia, na medida em que existência de inúmeros meios informacionais, bem como a não contemporaneidade entre o lucro contábil e o preço das ações, por exemplo, tendem a reduzir a representatividade da divulgação dos resultados contábeis. Dessa forma, o presente estudo tem por objetivo verificar se os preços das ações reagem à divulgação do lucro contábil trimestral e, ao mesmo tempo, avaliar se essa reação é diferente das reações mensuradas para os demais dias do período analisado, avaliação esta que amplia substancialmente o escopo da análise tradicional e avança na compreensão do conteúdo informacional do lucro contábil. A metodologia empregada consistiu na realização de estudos de eventos diários ao longo do período compreendido entre 07/1999 a 03/2008, para 91 firmas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo – BOVESPA, perfazendo 133.658 eventos-firma. A significância das variações anormais dos preços foi verificada por meio dos testes *Portfolio*, *Sinais*, *Sinais Generalizados* e *Rank*. Os resultados indicam que o conteúdo informacional do lucro contábil trimestral divulgado é assimétrico, uma vez que o mercado só reagiu às divulgações de variações negativas (*Más Notícias*). Além disso, verificou-se que essas reações foram diferentes daqueles observadas para as *Boas Notícias* e para os demais dias do período analisado.

**Palavras-Chave:** Lucro Contábil; Retorno Anormal; Estudo de Eventos; Eficiência de Mercado; Reação.

**Área temática:** Fast Track

## 1 INTRODUÇÃO

Sob os pressupostos da Hipótese do Mercado Eficiente - HME, a ideia de que o lucro contábil divulgado possui conteúdo informacional, ou seja, que é capaz de alterar, significativamente, as expectativas dos investidores acerca dos retornos futuros, de modo a afetar o valor de mercado atual da firma, é deveras intuitiva e tem fundamentado e motivado inúmeros estudos nos últimos 50 anos. Muito embora, esse tema tenha apresentado controvérsias desde quando surgiram as primeiras pesquisas (BALL; BROWN, 1968; LEV, 1989; KOTHARI, 2001).

O fato é que, também sob a HME, é possível assumir que, à medida que o lapso temporal existente entre o final do período e a divulgação do respectivo lucro contábil aumenta, também pode ser intuitivo pensar que o respectivo conteúdo informacional tende a diminuir, uma vez que existem outros canais disponíveis que podem sinalizar a informação, supostamente, ainda não conhecida. Essa diminuição pode ser acentuada em razão da própria natureza intempestiva (não oportuna) ou assimétrica do lucro contábil frente ao preço das ações, conforme as evidências encontradas, por exemplo, por Beaver, Lambert e Morse (1980), Collins *et al.* (1994) e Basu (1997), bem como pelos efeitos das práticas discricionárias dos gestores.

Além disso, evidências de ineficiências ou anomalias nos mercados (irracionalidade, *overreaction*, *underreaction*), bem como as deficiências metodológicas dos estudos, acarretam a estimação de baixos coeficientes de resposta do lucro contábil obtidos em modelos que também apresentam baixo poder explicativo, o que sinaliza uma fraca associação entre essa medida e o valor da firma (LEV, 1989; BALL, 1992; BERNARD, 1992; KOTHARI, 2001).

Entretanto, apesar dessas evidências, tem-se verificado que, nos últimos anos, inúmeros estudos vêm sendo realizados com o objetivo de avaliar, com enfoques e metodologias diferentes, o conteúdo informacional do lucro contábil em diversos mercados de capitais. São exemplos os trabalhos de DeFond, Hung e Trezevant (2007), Sponholtz (2008), Daraghma (2010), Chen, Firth e Gao (2011) e Landsman, Maydew e Thornock (2011). Já no Brasil, tem-se os trabalhos de Lopes (2001), Martinez (2004, 2008), Sarlo Neto *et al.* (2005), Sarlo Neto, Lopes e Costa (2006), Pereira (2006) e Santos *et al.* (2009).

Nessa mesma direção, porém considerando aspectos relacionados à intempestividade informacional do lucro contábil como fatores explicativos, o presente estudo tem por objetivo avaliar, no contexto brasileiro, o conteúdo informacional do lucro contábil trimestral divulgado, de modo a verificar, por meio da técnica estudo de eventos, se os preços das ações reagem, e de que modo reagem, a essa divulgação.

Contudo, mesmo assumindo que na data da divulgação do lucro contábil, esta tenha representado o único evento capaz de afetar os preços, a reação por ventura verificada limitar-se-á à variabilidade dos retornos anormais (resíduos) mensurados para os dias que integraram a janela de estimação, o que não garante que tal reação seja se fato diferente ou “anormal”, se comparada às reações observadas para os demais dias do período analisado. Sendo assim, a fim de avançar na compreensão do conteúdo informacional objeto desse estudo, a avaliação proposta também contemplará essa comparação.

Nesse contexto, pretende-se responder os seguintes problemas de pesquisa: (1) A divulgação do lucro contábil afeta o preço das ações? (2) Em caso afirmativo, de que modo isso ocorre? (3) A reação observada nessa data é diferente em relação a dos demais dias?

Para tanto, foram realizados estudos de eventos para cada um dos dias do período compreendido entre 07/1999 e 03/2008, por meio dos quais foram analisadas, conjunta e separadamente, as variações “anormais” do preço das ações, segregadamente em função da divulgação das demonstrações contábeis, de 91 companhias abertas brasileiras. Além disso,

com o intuito de melhor refletir a dinâmica informacional do mercado, cada dia/evento analisado contou com a sua própria janela de estimação.

Os resultados demonstraram que o mercado acionário brasileiro reage, na média, à divulgação dos lucros contábeis quando estes representam *Más Notícias*, no dia da divulgação e nos dois dias subsequentes, além disso, os resultados também indicaram que tais reações são diferentes daquelas observadas para as *Boas Notícias* e para os demais dias do período analisado.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte maneira: a segunda seção discute os pressupostos teóricos acerca do tema; a terceira parte estabelece as hipóteses da pesquisa e trata dos aspectos relacionados à metodologia empregada; a quarta descreve e discute os resultados encontrados; e a quinta apresenta as considerações finais.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

A relevância das informações contábeis sobre a precificação de ativos tem sido amplamente pesquisada nas últimas décadas. Beaver (1968) encontrou evidências empíricas da influência da divulgação do lucro contábil anual na formação do preço das ações. Essas evidências também foram apresentadas por Brown e Kennelly (1972), ao analisar o conteúdo informacional dos lucros trimestrais; e Firth (1975), cujo objeto fora o mercado acionário britânico.

Landsman e Maydew (2001) replicaram o estudo de Beaver (1968) e encontraram resultados semelhantes. Nessa mesma linha, Nichols e Wahlen (2004) verificaram que os preços reagiram rapidamente e significativamente nos dias em torno da divulgação dos lucros trimestrais.

No Brasil, Martinez (2004) identificou que, na média, o mercado reagiu às surpresas dos analistas frente à divulgação dos lucros anuais. Na mesma linha, Sarlo Neto, Lopes e Costa (2006) apresentaram resultados que sugerem que a informação contábil divulgada possui conteúdo informacional. Já Santos *et al.* (2009), verificaram que os preços reagiram, na média, àquelas variações de receitas e despesas que poderiam implicar na redução do lucro contábil divulgado.

Analisando o mercado dinamarquês, Sponholtz (2008) encontrou evidências empíricas que indicam que a divulgação do lucro contábil afeta significativamente o preço das ações.

DeFond, Hung e Trezevant (2007) constataram que a divulgação do lucro contábil anual é mais informativa em países que apresentaram maior qualidade nos lucros, melhor aplicação das leis contra *insider trading* ou fortes instituições de proteção aos investidores.

Também em um contexto internacional, Landsman, Maydew e Thornock (2011) observaram que o conteúdo informacional do lucro contábil aumentou com a adoção obrigatória dos IFRS e que um dos efeitos indiretos dessa adoção, que contribuíram para tal aumento, foi a diminuição do lapso temporal entre o término do período e a divulgação do respectivo resultado.

Por outro lado, evidências contrárias, ou conflitantes, também são documentadas na literatura. Por exemplo, uma das conclusões de Ball e Brown (1968) foi que apenas 15% de toda informação relacionada ao lucro contábil anual, até o mês da sua divulgação, não teria sido antecipada pelo mercado e que, tal parcela, não teria causado impacto significativo nos preços dos papéis.

Já Bamber, Christensen e Gaver (2000) sugerem que não há evidências de que a divulgação do lucro contábil expressa nova informação para o mercado. Ao analisar o estudo de Beaver (1968), esses pesquisadores verificaram que as escolhas metodológicas implementadas afetaram negativamente os resultados desse estudo. Além disso, concluíram também que as pesquisas teriam interpretado esse estudo forma muito ampla.

De acordo com Watts e Zimmerman (1986, p. 59), o critério de seleção da amostra empregado por Beaver (1968) pode tê-la enviesado com um maior número de firmas pequenas, as quais possuem poucas fontes de informação, o que tende a superestimar o conteúdo informacional da divulgação do lucro contábil.

Nichols e Wahlen (2004) também observaram que o mercado antecipa boa parte da informação contida nos lucros nas semanas que antecederam a sua divulgação. Além disso, para aquelas “surpresas extremas”, a reação teria sido incompleta, uma vez que foi constatada a manutenção da tendência dos retornos após a divulgação dos lucros, ou seja, um *drift post-earnings-announcements*, semelhante aos resultados encontrados por Ball e Brown (1968) e estudados com maior profundidade, por exemplo, por Bernard e Thomas (1989; 1990).

Pereira (2006) constatou que o mercado não reagiu, na média, à divulgação do lucro contábil de firma brasileiras do setor de metalurgia. As reações, significativamente positivas, teriam ocorrido no momento da publicação de notícias disponibilizadas anteriormente à essa divulgação.

Ademais, uma limitação já apontada por Jennings e Starks (1985) ainda remanesce, pois, embora os estudos até então tenham fornecido *insights* acerca do processo de ajuste do preço das ações, pouco se buscou estabelecer, efetivamente, as causas das reações observadas. Desse modo, apesar dos refinamentos metodológicos, não é possível diferenciar aquilo que é aleatório daquilo que decorre do conteúdo informacional da divulgação do lucro contábil.

Outro aspecto relevante apontado pela literatura é a fraca e não contemporânea correlação entre o lucro contábil e o retorno das ações, que resulta no baixo conteúdo informacional do lucro contábil e, conseqüentemente, na sua limitada utilidade para os investidores. Muito embora a pesquisa contábil em mercado de capitais, de uma maneira geral, tenha assumido uma correlação contemporânea. (LEV, 1989; KOTHARI, 2001).

Uma das razões é fato de o modelo contábil ser orientado pela avaliação a custo histórico e pelo modelo de *accruals*, a objetividade, a verificabilidade e o conservadorismo ganham destaque em detrimento da oportunidade da informação que é gerada, implicando, assim, na incapacidade dos lucros atuais em incorporar totalmente o impacto dos eventos econômicos refletidos nos preços<sup>1</sup>, o que representa um dos fatores relacionados ao seu baixo poder explicativo e baixo conteúdo informacional (BEAVER; LAMBERT; MORSE, 1980; DECHOW, 1994; COLLINS *et al.*, 1994; BASU, 1997).

Resultado disso é um não sincronismo informacional contínuo entre o lucro contábil ( $X_t$ ) e os preços ( $P_t$ ), uma vez que  $X_t$  tende a refletir com atraso os eventos que já foram incorporados pelos preços. Assim, a informação contida em  $P_t$  se torna mais rica em relação aos lucros futuros, hipótese conhecida como *price-lead-earnings*. Desse modo, é possível assumir que as variações em  $P_t$  podem ser o “preditor” dos lucros futuros (BEAVER; LAMBERT; MORSE, 1980; KOTHARI; ZIMMERMAN, 1995; KOTHARI, 2001).

Sob essa premissa, Beaver, Lambert e Morse (1980) caracterizaram os lucros contábeis ( $X_t$ ), conforme equação (1), como a combinação de dois processos: um que reflete o impacto dos eventos que implicam em revisões das expectativas dos participantes dos mercados, afetando assim os preços ( $x_t$ ), e outro que reflete o efeito dos eventos que não causam implicações nos preços das ações e, portanto, com eles não se correlaciona em tempo algum ( $\varepsilon_t$ )

$$X_t = x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que:

---

<sup>1</sup> De acordo com Collins *et al.* (1994, p.290) a literatura sugere que os fatores relacionados ao baixo poder explicativo dos lucros podem ser classificados sob duas amplas categorias: (i) intempestividade dos lucros em capturar eventos relevantes, ou *lack of timeliness*; e (ii) “ruído” valor-irrelevante, ou *value-irrelevant noise*.

$X_t$  = resultado contábil do período  $t$ ;  
 $x_t$ , = parcela valor-relevante de  $X_t$ , denominada *lucro não-distorcido*; e  
 $\varepsilon_t$ , = parcela valor-irrelevante, denominada *lucro distorcido*.

Beaver, Lambert e Morse (1980) constataram que  $x_t$  está ligado aos preços e aparenta exibir uma resposta atrasada das informações neles refletidas, o que seria a confirmação do *price-lead-earnings*. Conclusões semelhantes foram obtidas por Collins *et al.* (1994). Entretanto, eles avançaram na modelagem informativa de  $X_t$ , expressando-o como o somatório soma de dois componentes valores-relevantes ( $x_t$  e  $y_{t-1}$ ), que podem ser considerados como a decomposição da variável  $x_t$  [eq. (1)] e outro valor-irrelevante.

Nessa modelagem,  $x_t$  e  $y_{t-1}$  e representam, respectivamente, a ‘nova’ informação que o mercado incorporou nos preços do momento  $t$ , ou seja, a “surpresa”; e a ‘velha’ informação já antecipada pelo mercado anteriormente ao momento  $t$ . O primeiro componente apresenta correlação com os retornos atuais, enquanto o segundo é correlacionado com os retornos passados e, segundo Kothari (2001), representa o fenômeno *price-lead-earnings*. Já o componente valor-irrelevante, o “ruído”, igualmente ao termo  $\varepsilon_t$  [eq. (1)], não apresenta correlação com os retornos de quaisquer períodos.

Considerando somente as informações passíveis de captação por  $X_t$ , Kothari (2001) argumenta que variações em  $P_t$  (o retorno  $-R_t$ ) além de  $x_t$ , também refletem as informações relacionadas às variações dos lucros que só serão capturadas nos próximos períodos ( $y_t$ ).

$$R_t = x_t + y_t \quad (2)$$

Sendo assim, perceber-se a omissão da variável  $y_t$  na modelagem tradicional da relação preço/lucro a variável. Isso é um problema que contribui ainda mais com a redução do poder explicativo dessa relação e com o viés do coeficiente de resposta de  $X_t$ , uma vez que  $y_t$  não é correlacionado com esta variável <sup>2</sup> (KOTHARI, 2001). Desse modo, é possível assumir que o impacto causado nos preços pela divulgação de  $X_t$  decorre, principalmente, do conteúdo informacional da parcela  $x_t$ .

Entretanto, um aspecto relacionado à intempestividade informacional de  $x_t$ , conseqüentemente de  $X_t$ , merece atenção: a sua assimetria. Basu (1997), utilizando a modelagem proposta por Beaver, Lambert e Morse (1980), constatou que  $X_t$  apresenta maior sensibilidade contemporânea aos retornos negativos das ações (de 2 a 6 vezes mais), do que em relação aos retornos positivos. Resultados semelhantes foram obtidos por Shroff, Venkataraman e Zhang (2007), sob um enfoque de eventos, representados por retornos anormais medidos em janelas de 3 dias.

Replicando o modelo proposto por Basu (1997), Costa, Costa e Lopes (2006) e Almeida, Scalzer e Costa (2008) também encontraram evidências de assimetria informacional do lucro contábil de firmas brasileiras.

De acordo com Basu (1997), esse fenômeno se deve ao fato de que, em função do conservadorismo contábil,  $X_t$  reflete mais rapidamente os eventos negativos (*Más Notícias*). Sendo assim, relativiza-se a hipótese *price-lead-earnings*, uma vez que o não sincronismo informacional tenderá a ser maior quando se tratar de *Boas Notícias*.

Frise-se, ainda, que a informação expressa por  $x_t$  é concorrente com aquelas oriundas de outros canais informacionais ( $Z_t$ ), fator que também contribui para a redução da sua representatividade. Evidências a esse respeito foram apresentadas por Ball e Brown (1968).

---

<sup>2</sup> Kothari (2001, p.137) demonstrou que o coeficiente de resposta de  $X_t$ ,  $\hat{\beta}_1$ , é enviesado em 0,5 e o  $R^2$  do modelo situa-se em torno de 25%, em razão de uma parcela da informação contida em  $X_t$  ter sido antecipada pelo mercado e já incorporada nos preços antes do período  $t$ , bem como pelo fato da omissão de variáveis explicativas relevantes não correlacionadas com  $X_t$ .

Eles verificaram que do valor de todo conjunto informacional disponível ( $\Phi_t$ ) ao mercado no mês da divulgação de  $X_t$ , não mais que 20% estaria a ele relacionada. Desse modo, é possível expressar a composição de  $\Phi_t$ :

$$\Phi_t = (x_t + y_t) + Z_t \quad (3)$$

Assim, o impacto da divulgação do lucro contábil dependerá da quão tempestiva for à parcela informacional  $x_t$ . Portanto, considerando os aspectos discutidos neste trabalho, esperam-se duas situações: (1)  $x_t$  não possui conteúdo informacional, em função da intempestividade informacional de  $X_t$ , conforme a hipótese *price-lead-earnings*; ou (2)  $x_t$  possui conteúdo informacional assimétrico, como resultado do conservadorismo contábil de  $X_t$ .

### 3 METODOLOGIA

Nesta pesquisa foi empregada a técnica denominada estudo de eventos<sup>3</sup>, a fim de testar a hipótese a seguir apresentada. Entretanto, algumas modificações metodológicas foram realizadas a fim de contemplar as ideias apresentadas anteriormente, as quais serão explicadas adiante, juntamente com os demais aspectos metodológicos.

#### 3.1 Desenvolvimento das Hipóteses de Pesquisa

A hipótese *price-lead-earnings* e a tempestividade assimétrica do lucro contábil, tratadas na seção anterior, podem oferecer explicações, mesmo que parciais, à fraca e não contemporânea correlação entre o lucro contábil e o retorno das ações e, portanto, contribuir com a compreensão dos efeitos gerados pela divulgação do lucro contábil sobre o valor da firma.

Desse modo, é possível estruturar duas hipóteses de pesquisa no contexto desta pesquisa. A primeira contempla unicamente a ideia subjacente ao *price-lead-earnings*, enquanto a segunda, os efeitos do conservadorismo contábil:

Hipótese 1: A divulgação do lucro contábil trimestral das firmas brasileiras listadas na BOVESPA não afeta significativamente o preço das suas ações.

Hipótese 2: Apenas a divulgação do lucro contábil trimestral das firmas brasileiras listadas na BOVESPA em que há variação negativa (*Más Notícias*) afeta significativamente o preço das suas ações.

#### 3.2 Amostra da Pesquisa

A amostra foi composta por 91 firmas listadas na BOVESPA e contemplou as demonstrações de resultado trimestrais (07/1999 a 03/2008) e as respectivas cotações diárias das ações (07/1999 a 07/2008). Todos os dados foram obtidos no banco de dados Economática.

Para conferir maior robustez à análise de dados, a amostra foi composta somente por aqueles eventos-firmas que apresentaram, pelo menos, 20 cotações diárias disponíveis no curso do respectivo trimestre e no curso do trimestre imediatamente anterior.

Em razão de apresentarem maior liquidez, foi dada prioridade às ações do tipo preferencial, com exceção daqueles casos em que a firma só apresentava ações ordinárias. Todos os preços das ações foram ajustados pelos proventos.

---

<sup>3</sup> Para maiores detalhes ver Brown e Warner (1985), Campbell e Wasley (1993) e MacKinlay (1997).

### 3.3 Evento de Interesse, Janela de Eventos e Janela de Estimação

A primeira alteração promovida em relação ao modelo tradicional de estudo de eventos foi tratar cada dia do período analisado como um evento, ou seja, cada dia útil no curso dos trimestres foi considerado como uma data “zero”. Assim, foram analisados 133.658 eventos-firmas nesta pesquisa. Essa alteração visou estabelecer uma base comparativa adicional à data da divulgação das demonstrações contábeis, na medida em que todos os dias do período foram avaliados.

Foi definida uma janela de eventos exclusivamente para os dias em que ocorreram divulgações de lucros contábeis. Ela compreendeu os três dias anteriores e posteriores a esse evento, o que resultou em uma janela de 7 dias. O principal motivo da definição desse tamanho foi minimizar a interferência de outros eventos, ou informações, no comportamento dos preços. Além disso, essa definição também teve por objetivo selecionar os dias mais próximos à divulgação (pré e pós-evento), de forma a permitir outras possibilidades de comparação.

Outra característica própria deste estudo é que não foram analisados os retornos anormais acumulados das janelas de estimação, uma vez que se desejou analisar cada um dos dias tanto individualmente quanto comparativa, neste caso, considerando-se os retornos para esta na janela de eventos quanto com os demais dias.

As datas de divulgação dos lucros trimestrais foram obtidas nas bases de dados da Bovespa e CVM, sendo considerada, para cada evento, a data mais antiga dentre aquelas disponíveis para cada uma das demonstrações que integraram a amostra estudada.

A classificação do tipo de “notícia” foi realizada por meio do *naïve model* sazonal. Quando  $\varepsilon_t > 0$ , a divulgação representará uma *Boa Notícia (Boas)*, caso contrário,  $\varepsilon_t < 0$ , ter-se-á uma *Má Notícia (Más)*.

$$\varepsilon_t = Lucro_{Trim_t} - Lucro_{Trim_{t-1}} \quad (4)$$

em que:

$\varepsilon_t$  = valor do resultado não esperado no trimestre  $t$

$Lucro_{Trim_t}$  = valor do resultado contábil no trimestre  $Trim$  do ano  $t$

$Lucro_{Trim_{t-1}}$  = valor do resultado contábil no trimestre  $Trim$  do ano  $t-1$ .

É importante salientar que a formação dessas subamostras (*Boas* e *Más*), além de fundamental à análise dos eventos, pode reduzir a variância condicional dos retornos, em cada uma delas, em torno do dia do evento, aumentando, assim, o poder do teste estatístico empregado (BROWN; WARNER, 1985).

Considerando a classificação acima, os 133.658 eventos-firmas (data “zero”) analisados foram divididos conforme a disposição apresentada na Tabela 1.

**Tabela 1 – Classificação dos Eventos Analisados**

	<i>Boas</i>	<i>Más</i>
Divulgação dos Lucros Contábeis ( <i>Divulg</i> )	1.377	949
Janela de Eventos – pré-divulgação ( <i>pré -3, -2, -1</i> )	4.158	2.876
Janela de Eventos – pós-divulgação ( <i>pós +1, +2, +3</i> )	4.097	2.822
Demais dias ( <i>Demais</i> )	117.379	
Total	133.658	

Cada evento apresentado representa um dia para o qual foi realizado um estudo de eventos. “Divulgação dos Lucros Contábeis” refere-se aos dias em que ocorreram divulgações da DRE. “Janelas de Eventos”, pré e pós divulgação, representam os dias das janelas de eventos fixadas para cada divulgação, ou seja, os dias  $-3$  a  $-1$  e  $+1$  a  $+3$ , respectivamente. “Demais” contempla os dias não classificados nas categorias anteriores, isto é, os dias que não compõem as janelas de eventos estabelecidas.

Fonte: Autores

A janela de estimação foi composta por 100 dias, entretanto, cada dia/evento analisado contou com a sua própria janela de estimação, inclusive aqueles que compõem a janela de evento, ou seja, cada dia do período analisado foi estimado com base nas 100 últimas observações, diferentemente da metodologia original empregada por Brown e Warner (1985), Campbell e Wasley (1993) e MacKinlay (1997). Dessa forma, pretendeu-se ajustar as estimações ao conjunto informacional mais recente em relação ao dia analisado, aproximando-se, assim, da dinâmica informacional do mercado.

### 3.4 Retorno Anormal

O retorno anormal ( $u_t$ ) foi obtido por meio do modelo de mercado (*market model*), para o qual foi considerado como o retorno da carteira de mercado, o retorno do *iBovespa*. Tanto os retornos individuais das firmas quanto do portfólio de mercado foram diários e obtidos na forma logarítmica.

É válido observar que, apesar de, dentre outros problemas, os retornos diários apresentarem uma variância superior à dos retornos mensais, Brown e Warner (1985), Campbell e Wasley (1993) e MacKinlay (1997), obtiveram resultados satisfatórios considerando esses retornos para realizar estimações utilizando o modelo de mercado, resultados estes que permitem a utilização desse modelo sem maiores restrições.

Por exemplo, no que se refere à não normalidade dos retornos diários, consequentemente dos retornos anormais, esse problema tende a ser minimizado em função dos retornos anormais médios, em uma análise em corte transversal, convergirem para normalidade, à medida que o tamanho da amostra aumenta. (BROWN; WARNER, 1985).

Outro problema é o viés introduzido pelo efeito do não sincronismo de negociação, que, segundo MacKinlay (1997), surge, por exemplo, pelo fato de serem utilizados, na estimação, os preços diários de fechamento, os quais só levam em consideração a última negociação do dia, quando, na verdade, tais preços são o resultado de inúmeras negociações ao longo desse período, desconsiderando assim a variabilidade *intra-day*. Entretanto, Brown e Warner (1985), Campbell e Wasley (1993) e MacKinlay (1997) concluíram que o viés não se mostra representativo quando da utilização do modelo de mercado, ademais, os efeitos decorrentes dos ajustes necessários geralmente são limitados.

### 3.5 Testes Estatísticos

Cada retorno anormal médio apurado nos dias do evento analisado ( $\bar{u}_0$ ), de acordo com a respectiva carteira, foi submetido aos testes descritos adiante. Adicionalmente, foram comparadas as médias e as variâncias das séries dos respectivos retornos anormais ( $u_{i0}$ ) das carteiras, com o intuito de verificar a existência de diferenças entre os dias em torno da divulgação do lucro contábil e dos demais dias.

#### a) *Portfolio Test*

Trata-se de um teste paramétrico, tradicionalmente empregado em estudos de eventos (BROWN; WARNER, 1980, 1985; CAMPBELL; WASLEY, 1993; MACKINLAY, 1997). Esse teste possui distribuição *t* de *Student* com 99 graus de liberdade, neste estudo, e o seu cálculo é expresso pela formulação abaixo:

$$P = \frac{\bar{u}_0}{\sqrt{\left(\frac{1}{99}\right) \sum_{t=-100}^{t=-1} (u_t - \bar{u})^2}} \quad (5)$$

em que:

$\bar{u}_0$  = retorno anormal médio da data do evento analisado;



$\bar{u}_t$  = retorno anormal médio na janela de estimação; e  
 $\bar{u}$  = média do retorno anormal (médio) na janela de estimação

De acordo com MacKinlay (1997), a hipótese nula,  $H_0$ , para os testes paramétricos considera que o evento não impacta o comportamento dos retornos, ou seja, que a média dos retornos anormais observados nas datas dos eventos, ou acumulados nas janelas dos eventos, é estatisticamente igual à média dos retornos anormais das janelas de estimação. Entretanto, essa premissa requer que a série da estimação possua uma distribuição normal. Por essa razão, a fim de mitigar possíveis problemas de interpretação dos resultados, foram utilizados os testes não-paramétricos descritos a seguir.

Contudo, Brown e Warner (1985) concluíram que o relaxamento da premissa de normalidade não afetaria significativamente a metodologia do estudo de eventos e que testes paramétricos mostrar-se-iam bem especificados, apresentando a apropriada probabilidade do erro Tipo I. Isso por que os retornos anormais em uma seção transversal de ações tendem a convergir à normalidade, à medida que o tamanho da amostra aumenta.

De todo modo, a fim de assumir uma posição mais cautelosa acerca dos resultados obtidos, a indicação da existência de impacto nos preços, causados pela divulgação do lucro contábil só será reconhecida quando todos os testes, conjuntamente, apresentarem resultados significativos.

#### b) Teste de Sinais

O teste de sinais é um teste não-paramétrico que consiste na comparação entre número de retornos anormais médios positivos ( $N^+$ ) e a quantidade total dos retornos anormais médios ( $N$ ) em cada categoria de evento. É assumido que a probabilidade dos retornos anormais positivos e negativos é a mesma, isto é, 0,50, portanto, uma ocorrência atípica associada a um dado evento, ter-se-á a indicação de uma possível reação. Esse teste assume  $H_0: p \leq 0,5$  e  $H_1: p > 0,5$ , onde  $p = pr[u_i > 0]$

$$\zeta = \left[ \frac{N^+}{N} - 0,5 \right] \frac{\sqrt{N}}{0,5} \sim N(0,1) \quad (6)$$

MacKinlay (1997) argumenta que esse teste não se mostra bem especificado quando a distribuição dos retornos anormais é assimétrica, o que pode vir a acontecer com dados diários. Desse modo, mostra-se interessante utilizá-lo associadamente a outros testes.

#### c) Teste de Sinais Generalizados

De acordo com Cowan (1992), esse teste não-paramétrico avalia se o número ações com retornos anormais acumulados positivos na janela de eventos ( $w$ ) excede o esperado na ausência de anormalidade ( $n\hat{p}$ ), o qual é apurado com base nos retornos anormais da janela de estimação.

$$\zeta_s = \frac{w - n\hat{p}}{[n\hat{p}((1 - \hat{p}))]^{1/2}} \sim N(0,1) \quad (7)$$

O parâmetro  $\hat{p}$ , que possui distribuição binomial, é dado pela expressão abaixo, onde  $S_{it}=1$ , quando  $u_{it}>0$ :

$$\hat{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{100} \sum_{t=-1}^{-100} S_{it} \quad (8)$$

#### d) Rank Test

Para realização desse teste não-paramétrico, inicialmente proposto por Corrado (1989), é necessário dispor em ordem crescente os retornos anormais das janelas de estimação

e de eventos, conjuntamente, para os quais é atribuída a sua respectiva posição (*rank*), de modo que  $K_{it} = \text{rank}(u_{it})$ . Dessa forma, no presente estudo, ter-se-á  $K_{it} = 1$  para o menor retorno anormal da série e  $K_{it} = 101$  para o maior.

Em linhas gerais, o teste compara o *rank* médio do evento analisado ( $\overline{K}_0$ ) com o *rank* médio esperado sob a hipótese nula da ausência de retorno anormal (no caso,  $\overline{K} = 0,5 + 101/2$ ) e o seu cálculo é realizado por meio da seguinte equação (COWAN, 1992; MACKINLAY, 1997):

$$r = \frac{\overline{K}_0 - \overline{K}}{\left[ \sum_{t=0}^{-100} (\overline{K}_t - \overline{K}) / 101 \right]^{1/2}} \quad (9)$$

#### 4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente, quanto às propriedades das séries de retornos anormais médios da janela de estimação ( $\overline{u}_{t-100 \rightarrow -1}$ ), convém mencionar que, em todas elas, as médias, como esperado, são iguais a zero e estatisticamente iguais entre si, conforme teste ANOVA (*p-value* 1,000000). Igualmente, de acordo com os testes *Q* e *Durbin Watson*, verificam-se sinais de autocorrelação para a série *Demais* e, de acordo com o teste *Jarque-Bera*, nem todas as séries possuem distribuição normal, o que reforça a necessidade de empregar os testes não-paramétricos mencionados na seção anterior.

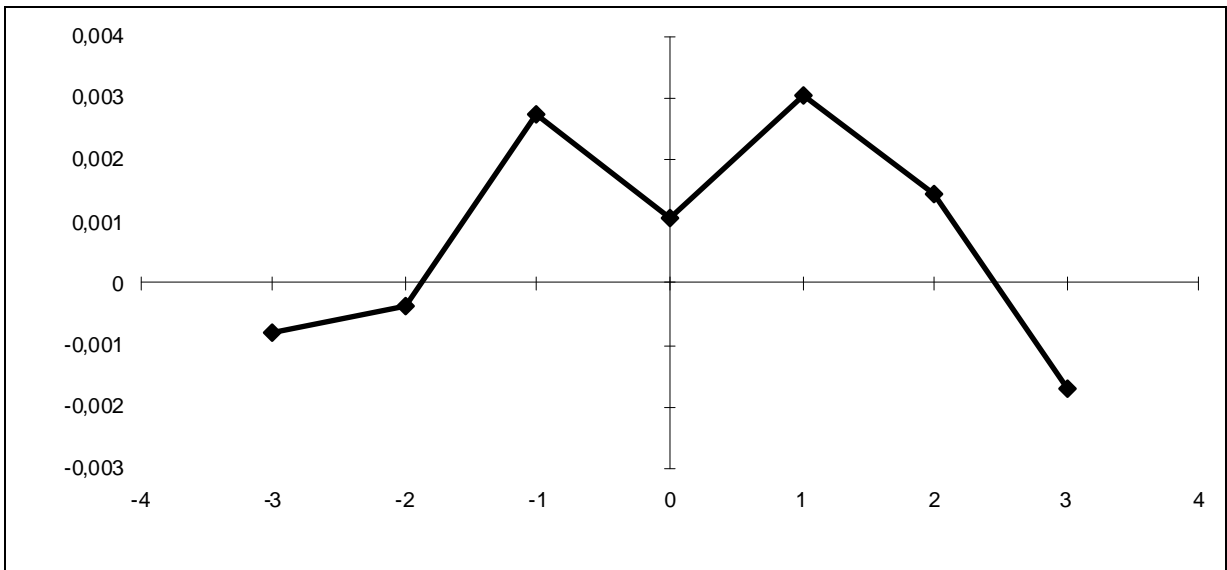
Em relação à verificação do comportamento anormal do preço das ações frente às divulgações dos lucros contábeis, foram explorados os valores médios dos retornos anormais de cada dia-evento analisado, categorizados de acordo com a classificação contida na Tabela 1, por meio dos testes estatísticos tratados na seção anterior, cujos resultados são evidenciados na Tabela 2. Igualmente, os retornos anormais para as carteiras *Boas* e *Más* são plotados nos Gráficos 1 e 2, respectivamente.

Tabela 2 – Estudo de Eventos – Testes Estatísticos e Variâncias

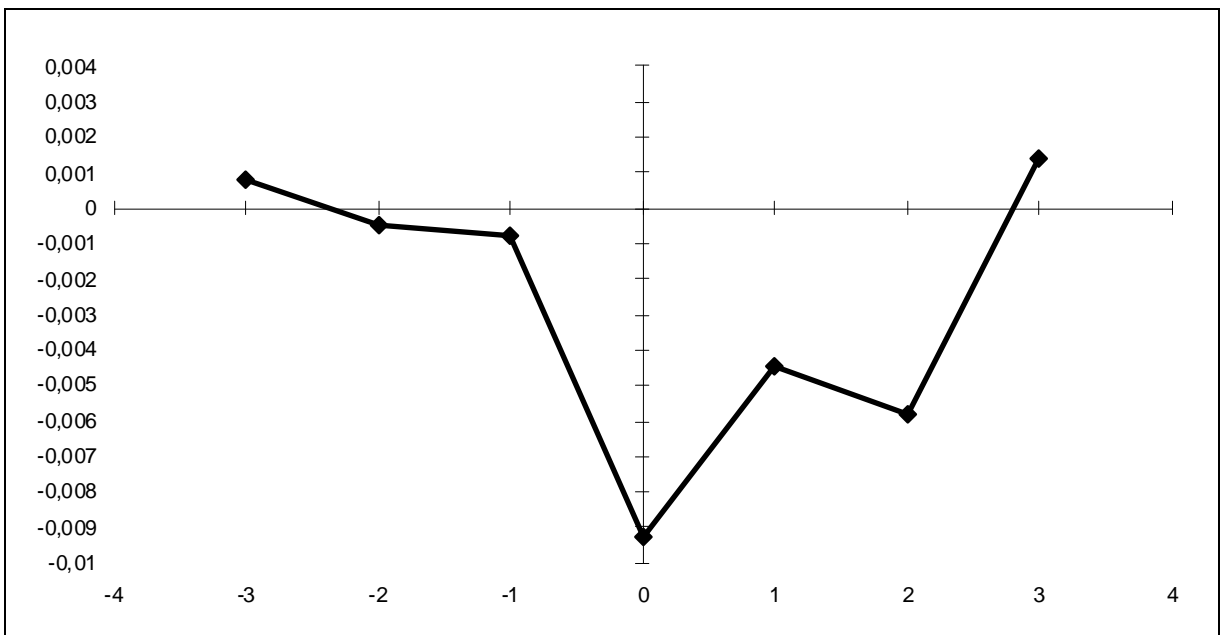
	$\overline{u}_0$	Testes			
		Portfolio	Sinais	Sinais generalizado	Rank
<b>Painel A – Boas Notícias</b>					
<i>Pré-3B</i>	-0,000822	-0,542237	-1,609325	0,724543	0,267031
<i>Pré-2B</i>	-0,000384	-0,252130	-1,396760	0,951689	1,044671
<i>Pré-1B</i>	0,002746	1,806087	<b>-2,098170*</b>	0,202673	1,084309
<i>DivulgB</i>	0,001034	0,688038	0,296432	<b>2,648943**</b>	<b>2,688346**</b>
<i>Pós+1B</i>	0,003060	<b>2,020606*</b>	-0,080963	<b>2,229180*</b>	<b>2,228945*</b>
<i>Pós+2B</i>	0,001461	0,961802	<b>-2,326875*</b>	0,026027	-0,566027
<i>Pós+3B</i>	-0,001693	-1,108501	<b>-2,822172**</b>	-0,495412	-0,118998
<b>Painel B – Más Notícias</b>					
<i>Pré-3M</i>	0,000816	0,409281	-0,644157	-0,764111	-0,470388
<i>Pré-2M</i>	-0,000508	-0,247563	-0,871875	0,524304	0,219152
<i>Pré-1M</i>	-0,000740	-0,366965	0,226752	1,588809	0,697728
<i>DivulgM</i>	-0,009241	<b>-4,531042**</b>	<b>-4,382285**</b>	<b>-3,041280**</b>	<b>-3,386446**</b>
<i>Pós+1M</i>	-0,004477	<b>-2,062164*</b>	<b>-5,533029**</b>	<b>-4,196081**</b>	<b>-3,958491**</b>
<i>Pós+2M</i>	-0,005816	<b>-2,614089**</b>	<b>-5,147918**</b>	<b>-3,856552**</b>	<b>-2,950261**</b>
<i>Pós+3M</i>	0,001430	0,620011	-2,28802	-1,106268	-1,091135
<b>Painel C – Sem Notícias</b>					
<i>Demais</i>	0,000050	0,633983	<b>-17,755079**</b>	0,269896	-1,320456

\* Significativo a 5%. \*\* Significativo a 1%

Fonte: Própria



**Gráfico 1 – Retornos Anormais – Boas Notícias**  
 Fonte: Própria



**Gráfico 2 – Retornos Anormais – Más Notícias**  
 Fonte: Própria

De uma maneira geral, verifica-se a ocorrência de resultados significativos em pelo menos um dos testes para cada carteira, com exceção das carteiras *Pré*, em que tais resultados só foram observados para *Pré-1B*. Entretanto, para as *Boas Notícias* (Tabela 2 - Painel A) e para a carteira *Demais* (Tabela 2 - Painel C), não se observa uma uniformidade nos resultados, diferentemente das *Más Notícias* (Tabela 2 - Painel B), cujos testes indicam, conjuntamente, a existência de comportamento anormal para as carteiras *DivulgM*, *Pós+1M* e *Pós+2M*. No caso da carteira *DivulgM*, percebe-se, conforme Gráfico 2, que a reação observada foi a mais acentuada para as *Más Notícias*. Outrossim, observa-se que para as carteiras *Pré-2M*, e para *Pré-1*, *Divulg*, *Pós+1* e *Pós+2*, tanto para as *Boas* quanto para as *Más Notícias*, os sinais de

$\bar{u}_0$  estão de acordo com a categorização estabelecida. Tais comportamento estão também evidenciados nos Gráficos 1 e 2.

Os resultado sugerem que a parcela informacional  $x_t$ , ao contrário da proposição da hipótese 1 da pesquisa, afeta significativamente o preço das ações, isto é, possui conteúdo informacional. Contudo, isso ocorre de forma assimétrica, uma vez que apenas as divulgações que apresentaram variações negativas do lucro contábil se mostraram significativas, alinhando-se à proposição declarada por meio da hipótese 2.

O padrão de resposta observado para as *Más Notícias* pode indicar a existência de uma reação atrasada (*underreaction*), o que é condizente com as evidências encontradas por De Medeiros (2005), as quais indicam que o mercado brasileiro reage de forma atrasada a eventos negativos.

De acordo com De Medeiros (2005), a *underreaction* é resultado do comportamento conservador dos investidores e da lenta difusão da informação. Nessa linha, é possível que o mercado brasileiro apresente uma maior sensibilidade à divulgação de *Más Notícias* em razão de possuir um perfil conservador, o que também é corroborado pelos resultados obtidos por Santos *et al.*(2009).

Entretanto, o que se observa é que o mercado, na média, incorporou a nova informação em 3 dias, o que não demonstra, em uma primeira análise, uma possível ineficiência, inclusive, pelo fato de que outras informações são disponibilizadas nesse período e podem contribuir, em um sentido inverso à divulgação, para o equilíbrio dos preços.

Apesar de não verificar retornos significativamente anormais nos dias próximos à divulgação do resultado contábil, Martinez (2004) constatou um comportamento assimétrico, uma vez que os seus resultados indicaram que as *Más Notícias* teriam sido antecipadas pelo mercado e que as *Boas Notícias* teriam marcado o início de um ciclo de retornos positivos.

Evidências parcialmente condizentes com as aqui encontradas também foram obtidas por Sarlo Neto *et al.*(2005). Uma das constatações desse estudo foi que as ações ordinárias só teriam respondido (seguido a mesma direção) aos resultados contábeis negativos.

Adicionalmente, a assimetria indicada pelos resultados aqui obtidos também se alinha às proposições teóricas de Basu (1997), bem como às evidências encontradas por Costa, Costa e Lopes (2006) e Almeida, Scalzer e Costa (2008). Sugerindo, assim, que é possível assumir o conservadorismo contábil, ao lado de um viés comportamental do mercado, como uma de suas possíveis causas.

Já em relação a série *Demais*, apenas o teste de sinais apresentou um resultado significativo, entretanto, tendo em vista a definição metodológica assumida, esse resultado não permite concluir que, na média, os preços dos demais dias tenham sofrido algum impacto significativo.

Isso, de certa forma, já era esperado, na medida em que o conjunto informacional  $\Phi_t$ , ao longo do período analisado, foi continuamente modificado por uma infinidade de eventos, inclusive pela informação contábil divulgada, algo que é natural e inerente à própria dinâmica do mercado.

Outro aspecto explorado refere-se às diferenças entre as carteiras, pois, se o lucro contábil divulgado expressa nova informação para o mercado, é de se esperar que as séries de  $\bar{u}_0$  das carteiras vinculadas às *Boas* e *Más Notícias* apresentem diferenças em relação àquela pertinente aos demais dias.

Desse modo, a fim de testar a hipótese nula de igualdade entre as séries (carteiras) de  $\bar{u}_0$ , foram realizados os testes ANOVA, para média, e Levene e Brown-Forsythe, para variância, cujos resultados são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Comparação entre as Séries de  $\bar{u}_0$

Séries Comparadas	Média		
	A-NOVA	Levene	Brown-Forsythe
<i>Boas / Más / Demais</i>	3,216** (0,000041)	36,684** (0,000000)	36,041** (0,000000)
<i>Boas / Más</i>	3,013** (0,000190)	3,911** (0,000002)	3,738** (0,000005)
<i>Más</i>	3,018** (0,006010)	3,607** (0,001423)	3,354** (0,002660)
<i>Boas</i>	1,252 (0,276080)	2,143** (0,045437)	2,145** (0,045204)
<i>Más/Demais</i>	3,990** (0,000230)	66,975** (0,000000)	65,694** (0,000000)
<i>Boas/Demais</i>	1,380 (0,208607)	69,904** (0,000000)	69,047** (0,000000)
<i>PréB</i>	1,628 (0,196509)	0,261 (0,770581)	0,196 (0,821797)
<i>PréB / PréM</i>	0,730 (0,601030)	1,056 (0,382599)	1,081 (0,368436)
<i>PréM</i>	0,180 (0,835250)	0,654 (0,520268)	0,645 (0,524812)
<i>PósB</i>	2,397 (0,091127)	1,266 (0,282744)	1,118 (0,326880)
<i>PósB / PósM</i>	3,776** (0,002040)	3,707** (0,002367)	3,728** (0,002262)
<i>PósM</i>	3,329* (0,035966)	3,794 (0,226150)	3,999* (0,018437)
<i>DivulgB / DivulgM</i>	7,885** (0,005027)	3,193* (0,074089)	2,598 (0,107114)
<i>DivulgB / Demais</i>	0,411 (0,521562)	401,873** (0,000000)	401,609** (0,000000)
<i>DivulgM / Demais</i>	19,177** (0,000012)	290,563** (0,000000)	278,269** (0,000000)
<i>DivulgB / PréB</i>	0,950 (0,415517)	3,271* (0,020310)	3,352* (0,018174)
<i>DivulgB / PósB</i>	1,376 (0,247961)	2,745* (0,041517)	2,777* (0,039747)
<i>DivulgM / PréM</i>	3,707* (0,011171)	4,532** (0,003545)	3,990** (0,007550)
<i>DivulgM / PósM</i>	3,222* (0,021736)	3,968** (0,007781)	3,758** (0,010412)
<i>DivulgM / Pós +1M / Pós +2M</i>	0,851 (0,427135)	1,812 (0,163489)	1,594 (0,203248)

*Boas* e *Más* compreendem as respectivas carteiras *Pré -3, -2, -1, Divulg, Pós +1, +2, e +3*. *PréB* e *PréM* contemplam as respectivas carteiras *Pré -3, -2 e -1*. *PósB* e *PósM* abrangem as respectivas carteiras *Pós +1, +2 e +3*.

*P-value* entre parênteses.

\* Significativo a 5%. \*\* Significativo a 1%

Fonte: Própria.

Entretanto, verificações adicionais revelaram que as divergências observadas, envolvendo as *Más Notícias*, advêm das séries das carteiras *Más Divulg*, *Más Pós+1* e *Más*

*Pós +2*, as quais possuem médias e variâncias iguais entre si, porém diferentes das outras carteiras, o que reforça os resultados apresentados na Tabela 2.

No tocante às diferenças observadas entre as variâncias das carteiras, trata-se de algo natural, uma vez que a divulgação de informação inesperada, no caso o conteúdo informacional do lucro contábil, tende a produzir uma maior volatilidade dos retornos. Além disso, de acordo com Medeiros (2005), é esperado que a divulgação de *Más Notícias* gere maior volatilidade quando comparada à divulgação de *Boas Notícias*.

Nessa linha, verifica-se que os resultados parecem responder adequadamente a tal preposição teórica, pois, as carteiras que apresentam maior variância – (1) *Más Divulg* – 0,01051; (2) *Boas Divulg* – 0,00547; (3) *Más Pós +1* – 0,00499; e (4) *Más Pós +2* – 0,00472 – estão relacionadas à divulgação, sobretudo, vinculadas às *Más Notícias*, enquanto a menor variância foi registrada para a carteira *Demais* – 0,00007.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo avaliou a reação do preço das ações à divulgação do lucro contábil de firmas brasileiras. Para tanto, foram assumidos como relevantes, sobretudo, aspectos relacionados à intempetividade informacional, tais como, a hipótese *price-lead-earnings* e a tempestividade assimétrica.

Os resultados dos testes estatísticos empregados indicaram que o lucro contábil possui conteúdo informacional assimétrico, pois, só é possível afirmar que o mercado brasileiro reagiu apenas às *Más Notícias*, especificamente, no dia da divulgação e nos 2 dias posteriores, e que tais reações são diferentes daquelas observadas para os outros dias. Esses resultados permitem rejeitar a hipótese 1, entretanto, são condizentes com a proposição da hipóteses 2.

Possíveis explicações para esse fenômeno podem ser atribuídas aos efeitos do conservadorismo contábil. Como as *Más Notícias* são refletidas mais rapidamente pelo lucro contábil, é de se esperar que o seu conteúdo informacional expresse mais tempestivamente essas notícias, gerando assim uma maior contemporaneidade com as variações dos preços.

As explicações adicionais também podem estar relacionadas às características do próprio mercado acionário brasileiro. Sendo assim, o que se questiona é que as reações observadas podem não ser decorrentes do conteúdo informacional expresso pelo lucro contábil, mas sim, pelo simples fato de ser divulgada uma variação negativa, o que pode sinalizar um comportamento conservador ou pessimista do mercado, ou uma maior sensibilidade à redução dos resultados, ou seja, um viés comportamental dos investidores.

Algumas limitações metodológicas devem ser consideradas na análise dos resultados, tais como, um possível efeito tamanho, uma vez que firmas maiores tendem a ser mais acompanhadas por analistas e pelo próprio mercado. Uma forma de mitigar esse problema, por exemplo, é criar portfólios de acordo com o valor de mercado das firmas. Acredita-se que o volume de transação das negociações possa representar um parâmetro a ser explorado e analisado.

O aprimoramento desses aspectos metodológicos pode ser incorporado em novas pesquisas, possibilitando, assim, conferir uma maior robustez aos resultados acerca do impacto da divulgação do lucro contábil no preço das ações. Adicionalmente, a ampliação do espectro investigativo, por meio da incorporação das questões que tratam das características do mercado e de seus participantes, pode oferecer uma maior compreensão sobre esse tema.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, Juan Carlos Goes de; SCALZER, Rodrigo Simonassi; COSTA, Fábio Moraes da. Níveis Diferenciados de Governança Corporativa e Graus de Conservadorismo: Estudo

Empírico em Companhias Abertas Listadas na BOVESPA. *Revista Contabilidade e Organizações*, v. 2, n. 2, p. 118-131, jan./abr., 2008.

BALL, Ray. The Earnings-Price Anomaly. *Journal of Accounting and Economics*, v. 15, issues 2-3, p. 319-345, June-September, 1992

\_\_\_\_\_; BROWN, Philip. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, v. 6, n. 2, p.159-178, Autumn, 1968.

BAMBER, Linda Smith; CHRISTENSEN, Theodore E.; GAVER, Kenneth M. Dow We Really 'Know' What We Think We Know? a case study of seminal research and its subsequent overgeneralization. *Accounting, Organizations and Society*, v. 25, issue 2, p. 103-129, 2000.

BASU, Sudipta. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, v. 24, p. 3-37, 1997.

BEAVER, William H. The Information Content of Annual Earnings Announcements. *Journal of Accounting Research*, v. 6, Empirical Research in Accounting: Selected Studies, Supplement, p. 67-92, 1968.

BERNARD, Victor L.; THOMAS, Jacob K. Evidence that Stock Prices Do Not Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, v. 13, issue 4, p. 305-340, December, 1990.

\_\_\_\_\_. Stock Price Reactions to Earnings Announcements: a summary of recent anomalous evidence and possible explanations. *Working Paper*: The University of Michigan, School of Business Administration, 1992. Disponível em: <<http://deepblue.lib.umich.edu/handle/2027.42/35405>>. Acesso em: 20 dez 2011.

BROOKS, Chris. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

BROWN, Philip; KENNELLY, John W. The Informational Content of Quarterly Earnings: an extension and some further evidence. *The Journal of Business*, v. 45, n. 3, p. 403-415, Jul., 1972.

BROWN, Stephen J.; WARNER, Jerold. B. Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies. *Journal of Financial Economics*, v. 14, p. 3-31, 1985.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Measuring Security Price Performance. *Journal of Financial Economics*, v. 8, p. 205-258, 1980.

CAMPBELL, Cynthia J.; WASLEY, Charles E. Measuring Security Price Performance Using Daily NASDAQ Returns. *Journal of Financial Economics*, v. 33, p. 73-92, 1993.

CHEN, Gongmeng; FIRTH, Michael, GAO, Daniel Ning. The Information Content of Earnings Components: evidence from the Chinese stock market. *European Accounting Review*, v. 20, n. 4, p. 669-692, 2011.

COLLINS, Daniel W. *et al.* Lack of Timeliness and Noise as Explanations for the Low Contemporaneous Return-Earnings Association. *Journal of Accounting and Economics*, v. 18, p. 289-324, 1994.

COSTA, Fábio Moraes da; COSTA, Alessandra Cristina de Oliveira; LOPES, Alexsandro Brodel. Conservadorismo em Cinco Países da América do Sul. *Revista Contabilidade & Finanças – USP*, São Paulo, n. 41, p. 7-20, Maio/Ago. 2006.

COWAN, Arnold. R. Nonparametric Event Study Tests. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, v. 2, p. 343-358, December, 1992.

DARAGHMA, Zahran M. A. The Relative and Incremental Information Content of Earnings and Operating Cash Flows: empirical evidence from Middle East, the case of Palestine. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, Issue 22, p. 123–135, 2010.

DE MEDEIROS, Otávio Ribeiro. Reaction of the Brazilian Stock Market to Positive and Negative Shocks. *Working paper*: University of Brasilia, December, 2005. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=868464](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=868464)>. Acesso em: 30 set. 2010.

DECHOW, Patricia M. Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: the role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics*, v. 18, p. 3-42, 1994.

DEFOND, Mark L.; HUNG, Mingyi; TREZEVANT, Robert. Investor Protection and Information Content of Annual Earnings: international evidence. *Journal of Accounting and Economics*, v. 43, issue 1, p. 37–67, March, 2007.

FIRTH, M. The Impact of Earnings Announcements on the Share Price Behavior of Similar Type Firms. *The Economic Journal*, v. 86, n. 342, p. 296-306, Jun. 1976.

JENNINGS, Robert; STARKS, Laura. Information Content and the Speed of Stock Price Adjustment. *Journal of Accounting Research*, v. 23, n. 1, p. 336-350, Spring, 1985.

KOTHARI, S. P.; ZIMMERMAN, Jerold. L. Price and Return Models. *Journal of Accounting and Economics*, v. 20, p. 155-192, 1995.

\_\_\_\_\_. Capital Markets Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics*, v. 31, p. 105-231, 2001.

LANDSMAN, Wayne R.; MAYDEW, Edward L. Beaver (1968) Revisited: has the information content of quarterly earnings announcements declined in the past three decades? *Working paper*: University of North Carolina, May 2001. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=204068>>. Acesso em: 16 set 2009.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. THORNOCK, Jacob R. The Information Content of Annual Earnings Announcements and Mandatory Adoption of IFRS. *Working paper*, April 2011. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1337567>>. Acesso em: 10 jan 2012.



LEV, Baruch. On the Usefulness of Earnings and Earning Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research. *Journal of Accounting Review*, v. 27, Supplement, p. 153-192, 1989.

LOPES, Alexsandro Broedel. *A relevância da informação contábil para o mercado de capitais: o modelo de Ohlson aplicado a Bovespa*. São Paulo, 2001. 308 f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

MACKINLAY, A. Craig. Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, v. 35, p. 13-39, March., 1997.

MARTINEZ, Antonio Lopo. Análise da Surpresa dos Analistas ao Anúncio dos Resultados Contábeis: evidências empíricas para as companhias abertas brasileiras. In: CONGRESSO USP – Controladoria e Contabilidade, 4º, 2004. São Paulo/SP. Disponível em: <[http://www.congressosp.fipecafi.org/artigos42004/an\\_resumo.asp?cod\\_trabalho=161](http://www.congressosp.fipecafi.org/artigos42004/an_resumo.asp?cod_trabalho=161)> Acesso em: 09 jul. 2010.

\_\_\_\_\_. Revisão nas Projeções de Lucro e Retorno das Ações. *Brazilian Business Review*. v. 5, n. 2, p. 128-143, Vitória – ES, Mai – Ago, 2008.

NICHOLS, D. Craig; WAHLEN, James M. How Do Earnings Numbers Relate to Stock Returns? a review of classic accounting research with update evidence. *Accounting Horizons*, v. 18, n. 4, p. 263-286, December, 2004.

PEREIRA, Clésia Camilo. *Efeito das Notícias Pré-Divulgadas no Lucro: uma análise no setor de metalurgia e siderurgia brasileiro*. 2006. 91 f. Dissertação (Mestrado em Contabilidade) - Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis Unb, UFPB, UFPE e UFRN, Universidade de Brasília, Brasília, 2006.

SANTOS, Mateus Alexandre Costa; LUSTOSA, Paulo Roberto Barbosa; SILVA, Bruno Fernandes Dias da; KOUADIO, Arrio. Conteúdo Informacional de Receitas e Despesas: Análise no mercado acionário brasileiro. In: XXXIII Encontro da ANPAD, 2009, São Paulo. Anais. São Paulo/SP: EnANPAD, 2009. CD-ROM.

SARLO NETO, Alfredo Sarlo; *et al.* O Diferencial no Impacto dos Resultados Contábeis nas Ações Ordinárias Preferenciais no Mercado Brasileiro. *Revista Contabilidade & Finanças – USP*, São Paulo, n. 37, p. 46-58, Jan./Abr. 2005.

\_\_\_\_\_; LOPES, Alexsandro Broedel; COSTA, Fábio Moraes da. O Conteúdo Informativo da Contabilidade: Um estudo sobre o impacto da divulgação das informações no mercado abordando o efeito liquidez. In: Congresso Brasileiro de Finanças, 6º, 2006. – Anais. Vitória/ES: SBFin, 2006.

SHROFF, P. K.; VENKATARAM, R.; ZHANG, S. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings: an event-based approach. *Working paper*: University of Minnesota, March, 2004. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=437144>>. Acesso em 14 dez. 2011.

SPONHOLTZ, Carina. The Information Content of Earnings Announcements in Denmark. *International Journal of Managerial Finance*, v. 4, issue 1, p.4–36, 2008

WATT, Ross L.; ZIMMERMAN, Jerold L. *Positive Accounting Theory*. Englewood Cliff, New Jersey: Prentice-Hall, 1986.