



This work is licensed under a [Creative Commons Attribution 3.0 License](https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/)

Fonte: <http://revistas.unisinos.br/index.php/base/article/view/4403>. Acesso em: 16 out. 2013.

EFEITO DAS NOTÍCIAS PRÉ-DIVULGADAS NO LUCRO: UMA ANÁLISE NO SETOR DE METALURGIA E SIDERURGIA BRASILEIRA

*EFFECT OF PUBLIC PREDISCLASURE INFORMATION ON EARNINGS:
AN ANALYSIS IN THE METALLURGY AND STEEL INDUSTRY IN BRAZIL*

CLESIA CAMILO PEREIRA
clesia@unb.br
**PAULO ROBERTO BARBOSA
LUSTOSA**
lustosa@unb.br

RESUMO

Este estudo examina a influência sobre as empresas das notícias que a imprensa divulga sobre elas, no período compreendido entre a data de encerramento do trimestre e a divulgação do seu lucro trimestral. Especificamente, o estudo verifica o efeito surpresa que a divulgação do lucro das empresas provoca nos seus preços de mercado, após controle das notícias em que essas empresas são citadas na imprensa. Os testes empíricos, realizados com a utilização do método de dados em painel, apresentam evidências de que o mercado não reagiu, na média, aos lucros quando divulgados, pois tal reação, significativamente positiva, já ocorrera no momento em que as notícias sobre as empresas foram publicadas na imprensa antes da data da divulgação do lucro. Esse resultado é contrário ao documentado na pesquisa de Christensen *et al.* (2004), nos Estados Unidos, e apresenta indícios de que o mercado brasileiro apresenta eficiência na sua forma semiforte. Os testes de raízes unitárias nas séries e de autocorrelação nos resíduos reforçam a consistência dos resultados apurados.

Palavras-chave: conteúdo informacional, contabilidade e mercado de capitais, notícias na imprensa.

ABSTRACT

This study examines the influence over companies of press reports related to them in the period between the end of each reporting quarter and the announcement of the companies' quarterly earnings. Specifically, the study discusses the surprise effect, if any, that the announcement of companies' earnings produces on their market prices after checking the news reports in which those companies are cited in the press. The empirical tests, carried out using the panel data method, present evidences that the market did not react, on average, to the announcement of quarterly earnings, suggesting that such reactions, which were significantly positive, had already occurred when the reports about the companies were published before the date of the announcement of their quarterly earnings. This finding is contrary to the one documented by Christensen *et al.* (2004) in the United States and indicates that the Brazilian market is efficient in its semi-strong form. The unit root tests on the series and the autocorrelation of residuals ensure the robustness of the results obtained.

Key words: information content, accounting and capital market, press news.

INTRODUÇÃO

O relacionamento entre informações contábeis e mercados de capitais tem sido um dos temas mais estudados na literatura contábil desde os trabalhos realizados por Ball e Brown (1968) e Beaver (1968). O interesse de pesquisadores por esse tipo de estudo se dá em função do papel central da contabilidade de prover informações relevantes para subsidiar as decisões econômicas dos seus usuários.

Assumindo que os investidores consideram o impacto de variáveis macroeconômicas e de variáveis específicas da empresa para a tomada de decisão com o objetivo de maximizar as suas próprias riquezas, e considerando que a contabilidade identifica e mensura as variáveis específicas da entidade, espera-se que as informações contábeis divulgadas sejam consideradas pelos investidores.

Há uma corrente na literatura que defende que informações contábeis publicamente disponíveis têm influência na variação de preços de ações negociadas em bolsas de valores. Por exemplo, Nichols e Wahlen (2004) encontraram evidências de que a informação contábil tem impacto nos preços das ações, porém este impacto pode ser reduzido quanto maior for a divulgação de notícias na imprensa antes da divulgação do lucro trimestral.

No entanto, conforme é destacado na revisão da literatura, espera-se que, além das informações contábeis, outros tipos de informações publicamente disponíveis também sejam considerados pelos investidores. Nesse sentido, considerando um mercado eficiente, muitos estudos foram realizados com o objetivo de mensurar o impacto das informações contábeis e das notícias publicamente disponíveis relacionadas às empresas.

Estudos, como os de Holthausen e Verrecchia (1988) e Schroeder (1995), encontraram evidências de que as reações do mercado aos anúncios de lucros são inversamente relacionadas com o volume de informações pré-divulgadas sobre lucros incorporados nos preços antes da divulgação de lucros. Lobo e Mahmoud (1989) e Shores (1990) constataram uma relação negativa entre as reações do mercado ao anúncio dos lucros e *proxies* do volume de informações pré-divulgadas, tais como tamanho da empresa e acompanhamento por analistas, e interpretaram esta evidência como sendo consistente com a relação teorizada entre a pré-divulgação de informações e as reações do mercado ao anúncio de lucros.

Este estudo não pretende verificar se a informação contábil publicamente disponibilizada impacta no preço da ação, pois parte do pressuposto de que esta informação é relevante assim como as demais informações publicamente divulgadas a respeito da empresa. Esta pesquisa tem o propósito de responder à seguinte questão: "uma vez que as informações já divulgadas sobre as empresas estão incorporadas no preço das ações, será que de fato existe, no mercado acionário brasileiro, uma relação inversa entre as notícias publicadas na imprensa sobre as empresas e o impacto que a divulgação dos seus lucros trimestrais provoca no preço de suas ações?"

A pesquisa utiliza a metodologia de estudos de eventos para a realização dos testes empíricos. MacKinlay (1997, p. 13) defende que esta metodologia tem muitas aplicações em pesquisas na área de contabilidade e de finanças.

Para a aplicação dos testes empíricos, a pesquisa utiliza como base os dados contábeis trimestrais, as notícias publicadas na imprensa e os retornos diários das ações das companhias listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) que integram o setor econômico de metalurgia e siderurgia brasileiro, no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2005.

A escolha de somente um setor econômico brasileiro, o de metalurgia e siderurgia, justifica-se pela dificuldade de coleta manual e classificação das notícias publicadas, e das evidências de diferenças dos retornos anormais entre os setores (Biddle e Seow, 1991). Nesse sentido, as conclusões da presente pesquisa não podem ser generalizadas a todos os segmentos com ações negociadas na BOVESPA.

Além desta parte introdutória, o trabalho contempla: a revisão da literatura, destacando aspectos conceituais; a apresentação da metodologia utilizada para a realização dos testes empíricos; a apuração e a análise dos resultados e as considerações finais da pesquisa.

REVISÃO DA LITERATURA

Levando em consideração a Hipótese de Eficiência de Mercado na sua forma semiforte, a contabilidade é apenas uma das fontes de informações publicamente disponíveis referentes a empresas e seus títulos. Segundo Hendriksen e Van Breda (1999, p. 120), informações econômicas gerais e setoriais, notícias e artigos divulgados em periódicos financeiros, notas de imprensa, entrevistas de diretores com analistas financeiros, grandes investidores ou representantes de grupos de interesses podem ter implicações especiais para uma empresa.

Esses autores acrescentam ainda que, quando as demonstrações financeiras são publicadas, a informação nelas contida já se tornou publicamente disponível, sendo por isso antecipada nos preços. Nesse caso, os preços dos títulos reagirão à informação assim que esta se torne pública, e nenhum ajuste adicional haveria no momento em que as demonstrações financeiras são divulgadas, a menos que estas contivessem informações ainda não antecipadas nos preços.

Estudos foram realizados com objetivo de averiguar a reação do mercado à divulgação do lucro após controle do impacto de notícias tornadas públicas antes desse momento, sob a hipótese de que o impacto informativo dos lucros divulgados tende a ser reduzido em função do conhecimento anterior sobre a empresa.

Holthausen e Verrecchia (1988) mostram analiticamente que a variabilidade dos preços das ações na época do anúncio de lucros é inversamente relacionada com a quantidade de informação incorporada aos preços na ocasião das informações prévias aos anúncios de lucros. Schroeder (1995) adapta o

modelo de Holthausen e de Verrecchia focando no retorno anormal acumulado. O resultado dessa adaptação revela que o retorno anormal acumulado reflete as informações divulgadas, previamente ao anúncio do lucro, diminuindo assim o caráter informativo da informação pré-divulgada.

Estudos empíricos apresentaram evidência consistente com a noção de que as reações do mercado aos anúncios de lucros estão inversamente relacionadas com o nível da informação pré-divulgada sobre a empresa, com base em resultados obtidos por meio de várias *proxies* de informação pré-divulgada. Atiase (1985) realizou uma pesquisa empírica, focando em *proxies* como o tamanho da empresa. Grant (1980) e Atiase (1987) utilizaram como *proxy* as empresas listadas em bolsa. Estes estudos concluem que, sistematicamente, existe mais informação disponível sobre empresas maiores e empresas que negociam suas ações em grandes bolsas de valores do que sobre empresas menores ou empresas que negociam em bolsas de valores pequenas. Estes estudos iniciais focaram mais nas características das empresas do que na mensuração do impacto da informação divulgada sobre as empresas.

Lobo e Mahmoud (1989) e Shores (1990) desenvolveram uma *proxy* para a informação pré-divulgada objetivando capturar indiretamente o nível de agrupamento de informação sobre uma empresa antes do anúncio de lucros. Utilizaram o acompanhamento de analistas como *proxy* para a informação pré-divulgada e concluíram que quanto mais os analistas acompanham uma empresa, mais informação é disponibilizada aos investidores antes do anúncio de lucros.

El-Gazzar (1998) sustenta que os investidores institucionais dedicam-se a atividades de coleta de informações e documenta uma associação negativa entre carteiras institucionais e a magnitude dos retornos anormais por ocasião dos anúncios de lucros. Skinner (1990) e Ho (1993) argumentam que a existência de negociação pública de opções de ações incentiva a busca de informação adicional pelos investidores. Estes estudos apresentam evidências de que as reações de mercado aos anúncios de lucro são menores em magnitude para empresas com opções de ações listadas em bolsas de valores.

Grant (1980) e Shores (1990) também tentaram medir diretamente a quantidade de informação publicamente disponível sobre uma empresa antes dos anúncios de lucros, contando o número de notícias divulgadas na imprensa sobre a empresa. Kross e Schroeder (1989) mensuraram a quantidade de informação publicamente disponível contando os centímetros de colunas ocupados por uma empresa no índice do *The Wall Street Journal*. Estes estudos concluíram que as reações do mercado aos anúncios de lucros são inversamente relacionadas com o volume de cobertura de publicação na mídia antes do anúncio de lucros.

Em um estudo mais recente, Cheon *et al.* (2001) tentaram medir diretamente a quantidade de informação imputada nos preços antes do anúncio de lucros, acumulando os retornos anormais durante o trimestre¹. Encontraram evidências de que esta *proxy* mede a informação pré-divulgada residual imputada no preço que não é capturada por outras *proxies* e que a magnitude dos retornos anormais próximo dos anúncios dos lucros está inversamente relacionada com suas *proxies* de informação pré-divulgada.

Easton e Zmijewski (1989) fizeram regressões dos retornos anormais sobre os lucros não esperados para examinar o conteúdo de informação da divulgação de lucros. O retorno anormal acumulado mede a variação unitária dos preços por cada unidade monetária de lucros não esperados. Ademais, os termos de interação entre lucros não esperados e outros fatores foram normalmente incluídos nestes testes de forma a examinar a influência daqueles fatores no caráter informativo do lucro.

Estudos como os realizados por Kross e Schroeder (1989) e Kasznik e Lev (1995) têm inter-relacionado *proxies* de informação pré-divulgada com o lucro não esperado, a fim de medir os efeitos da informação pré-divulgada no conteúdo da informação de anúncio de lucros. Chegaram à conclusão de que estas *proxies* realmente não medem a quantidade de informação pré-divulgada incorporada no preço. Elas captam ou a informação divulgada ou alguma medida de visibilidade da empresa e, então, inferem que, na medida em que a informação pré-divulgada já está incorporada no preço, a reação do mercado a um anúncio subsequente de lucros será menor em magnitude.

Christensen *et al.* (2004) desenvolveram um estudo com o objetivo de examinar a extensão pela qual a pré-divulgação pública de informação, refletida no preço das ações durante o trimestre, afeta o caráter informativo dos subsequentes anúncios de lucros² trimestrais. Verificaram evidências empíricas sugerindo que os retornos anormais dos lucros são negativamente associados com o volume de informação refletida nos preços durante o trimestre, nas datas dos anúncios públicos. Os resultados indicam que esta afirmação é primariamente atribuível a três tipos de notícias: (i) estimativas gerenciais de lucros, (ii) notícias relacionadas com ações ou dividendos e (iii) notícias operacionais.

Contrariamente à evidência empírica de associação negativa entre as reações do mercado aos anúncios de lucros e tamanho das empresas e acompanhamento de analistas, os resultados encontrados no estudo de Christensen *et al.* (2004) sugerem que, depois de considerar a informação pré-divulgada incorporada aos preços durante o trimestre e a concentração setorial, os anúncios de lucros das empresas maiores e com maior acompanhamento de analistas são, na verdade, mais informativos.

¹ Os autores acumularam os retornos anormais durante o trimestre considerando o dia posterior ao da revisão final de previsão dos analistas de mercado antes do anúncio de lucros do trimestre até dois dias antes da divulgação dos lucros.

² Os retornos anormais foram acumulados durante o trimestre, nos dias nos quais ocorreu publicação de notícias sobre as empresas da amostra.

METODOLOGIA

Para a estruturação dos testes, são observadas as seguintes etapas, adaptadas das fases de estudos de eventos citadas por MacKinlay (1997) e Soares *et al.* (2002): seleção da amostra, definição do modelo, estimação das variáveis, procedimentos de teste das hipóteses e parâmetros para análise dos resultados.

SELEÇÃO DA AMOSTRA

A composição da amostra terá por base, além das condições destacadas a seguir, a disponibilidade de dados contábeis, de notícias e de preço das ações, referentes ao período considerado, no banco de dados da Economática, Reuters e Comissão de Valores Mobiliários (CVM).

A pesquisa tem como referência as companhias listadas na Bovespa que integram o setor econômico de metalurgia e siderurgia, pois, conforme dados disponíveis no sítio da Bovespa em 18/07/2005, das 20 ações mais negociadas a termo, no período de julho de 2004 a junho de 2005, que acumulavam 68 por cento do total das negociações nesse período, 20 por cento delas são oriundas das empresas do setor de metalurgia e siderurgia, seguidas pela participação de 14 por cento para as empresas do segmento de petróleo e gás e 12 por cento para o segmento de telecomunicações.

Em relação às ações, é considerado na amostra o preço de fechamento das ações ordinárias que apresentam, em média, mais de 100 dias, por ano, com negociação, justificando-se pelo fato de que a inclusão de ações com pouca liquidez pode promover distorções nos resultados da pesquisa, em função de não guardarem, necessariamente, relação com o comportamento do mercado.

Quanto às notícias publicamente disponíveis, são consideradas na amostra todas as notícias publicadas disponíveis no banco de dados da Reuters. Como esse banco é rotativo e tem limitações quanto ao tamanho, as notícias dos anos de 2003 e 2004 foram coletadas no início do ano de 2005 e as de 2005, no início do ano de 2006.

Quanto às notícias institucionais publicadas, são consideradas na amostra as disponibilizadas no banco de dados da Economática e no sítio da CVM.

Em relação à data de divulgação do lucro, são consideradas as datas de entrega das Informações Trimestrais – ITR e das Demonstrações Financeiras Padronizadas – DFP, exigidas pela legislação societária, disponibilizadas no sítio da CVM. As empresas estão obrigadas a divulgarem suas ITR no prazo máximo de até 45 dias após o encerramento do trimestre e as DFP até 3 meses após o término do exercício social.

Esses parâmetros geraram uma amostra inicial de 5.493 notícias publicadas. Essas notícias foram classificadas em seis categorias de acordo com o conteúdo de cada uma delas. Não foi observada, na análise das notícias, a publicação de informações não operacionais. Como foram observadas notícias sobre eventos significantes que podem gerar implicações para o valor da empresa, como, por exemplo, a substituição de

administradores significantes das empresas, foi, então, criada a categoria “outras informações” conforme apresentada também na pesquisa de Christensen *et al.* (2004). Como consequência, a classificação final das notícias publicadas é:

- Informações relacionadas com rendimentos: previsões gerenciais de lucros (*GERÊNCIA*), previsões de lucros dos analistas de mercado (*ANALISTAS*) e outras informações de lucros (*LUCRO*);
- Informações operacionais: notícias relacionadas com pagamentos de dividendos e juros sobre o capital próprio (*DIVJSCP*); e outras informações operacionais (*OPERACIONAL*);
- Outras informações: outras informações relevantes (*OUTRAS*).

Tendo por base as condições estabelecidas em relação aos dados das empresas, à negociação das ações e à disponibilização das notícias, a amostra final considerada para a realização da pesquisa é integrada por 1.478 publicações, que é constituída das notícias divulgadas no período compreendido entre o término de cada trimestre até a data da divulgação do lucro das empresas do respectivo trimestre. Os testes empíricos têm como referência as divulgações trimestrais de lucros, realizadas no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2005.

DEFINIÇÃO DAS HIPÓTESES E DOS MODELOS

A aplicação dos testes empíricos considera a especificação de uma regressão linear, a partir da qual seja possível obter evidências sobre os efeitos das publicações das notícias incorporadas aos preços durante o trimestre nos retornos anormais acumulados das ações.

A análise deste efeito está relacionada com a teoria da Hipótese de Eficiência de Mercado – HEM. Fama (*in* Ludicibus e Lopes, 2004, p. 73) considera um mercado eficiente no qual os preços sempre refletem prontamente a informação publicamente disponível, apresentando, segundo Assaf Neto (2008, p. 208), grande sensibilidade a novos dados ajustando-se rapidamente a outros ambientes.

Camargo e Barbosa (2003, p. 52) concluíram que, embora os resultados das pesquisas forneçam indícios de que o mercado de capitais brasileiro apresenta a forma fraca de HEM, a confirmação de que o mercado evoluiu para a forma semiforte ainda carece de mais estudos, pois cada teste individual dessa forma de eficiência está interessado na maneira pela qual os preços se ajustam a uma informação específica, gerada por um evento.

Consistente com a noção de que a informação incorporada aos preços, no trimestre, amortece as reações do mercado ao anúncio dos lucros, Christensen *et al.* (2004) realizaram um estudo nos Estados Unidos e perceberam que, na medida em que a notícia publicada sobre a empresa é refletida no preço da ação durante o trimestre, a subsequente divulgação trimestral de lucros tem um caráter menos informativo para

os investidores, confirmando a existência da Hipótese de Eficiência de Mercado. Assumiram, então, a hipótese de uma associação menor entre a surpresa na divulgação do lucro e a resposta do mercado na divulgação do lucro.

Consistente com essa pesquisa, para captar esse efeito neste estudo, serão examinados os efeitos das notícias publicadas sobre as empresas incorporadas no preço das ações durante o trimestre no retorno anormal acumulado. Isto constitui a Hipótese 1, na forma nula (H_0):

H_0 : O efeito da divulgação do lucro nos retornos das ações das empresas da amostra é inversamente relacionado à quantidade de notícias publicadas ao longo do trimestre que antecede a divulgação do lucro.

Assim, o modelo utilizado para se avaliar esse efeito assume a seguinte definição:

$$RAA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LNE_{i,t} + \alpha_2 NOTÍCIAS_{i,t} * LNE_{i,t} + \alpha_3 VALORMERC_{i,t} * LNE_{i,t} + \varepsilon \quad (1)$$

onde: $RAA_{i,t}$ é o retorno anormal acumulado da empresa para três dias incluindo os dias precedentes (dia $d-2$, dia $d-1$) e o dia da divulgação do lucro da empresa (dia d) para o trimestre t ; $LNE_{i,t}$ é o retorno não esperado da empresa i no trimestre t ; $NOTÍCIAS_{i,t}$ é o retorno acumulado das ações nos dias durante o trimestre t em que notícias de todas as categorias foram publicadas sobre a empresa i ; e $VALORMERC_{i,t}$ é o valor da ação ordinária da empresa i nos dois dias (dia $d-2$) anteriores à divulgação dos lucros no trimestre t .

Então, na realização do teste da Hipótese 1, espera-se que o coeficiente do termo de interação $NOTÍCIAS_{i,t} * LNE_{i,t}$ seja significativamente negativo.

Apesar de predizerem que a informação incorporada nos preços das ações durante o trimestre reduzirá o caráter informativo dos anúncios dos lucros subsequentes, Christensen *et al.* (2004) reconhecem que nem todas as notícias terão caráter informativo na divulgação dos lucros. Holthausen e Verrecchia (1988) especificam que é a extensão pela qual a sinalização da notícia pré-divulgada está correlacionada com a sinalização de lucros que reduz a magnitude da reação do mercado, por ocasião da divulgação dos lucros.

Consoante com essa pesquisa, será examinada, também, a extensão pela qual as diferentes categorias de anúncios afetam o caráter informativo da divulgação subsequente do lucro. Entretanto não será considerada a hipótese da importância relativa de diferentes categorias de anúncios para os investidores, mas simplesmente se as diferentes categorias de notícias estão inversamente relacionadas com o caráter informativo dos anúncios de lucros. Isto constitui a Hipótese 2, na forma nula (H_0):

H_0 : O efeito da divulgação do lucro nos retornos das ações das empresas da amostra é inversamente relacionado à quantidade de notícias publicadas, específicas por categorias, ao longo do trimestre que antecede a divulgação do lucro.

$$RAA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNE_{i,t} + \beta_2 GERENCIA_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_3 ANALISTA_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_4 LUCRO_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_5 DIVJSCP_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_6 OPERACIONAL_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_7 OUTRAS_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_8 VALORMERC_{i,t} * LNE_{i,t} + \varepsilon \quad (2)$$

Para a realização do teste referente à Hipótese 2, o termo de interação $NOTÍCIAS_{i,t} * LNE_{i,t}$ da equação (1) é substituído pelos termos de interação das notícias publicadas por cada categoria específica.

São testados, por meio do exame da significância estatística, os termos de interação das categorias de notícias publicadas (β_2 a β_7). Esses termos de interação permitem isolar o efeito incremental de cada uma das variáveis no retorno anormal acumulado.

Assim como na Hipótese 1, na análise da Hipótese 2, pressupõe-se que os β_2 a β_7 sejam significativamente negativos. No exame dessa hipótese, é empregado o seguinte modelo de regressão:

MENSURAÇÃO DOS RETORNOS ANORMAIS ACUMULADOS (RAA)

Para a mensuração do retorno anormal acumulado é adotado o método de capitalização contínua, que possibilita uma maior robustez em seus resultados quando comparado com o método de capitalização discreta, conforme argumentam Soares *et al.* (2002, p. 5).

$$R_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) = \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1} \quad (3)$$

onde: $R_{i,t}$ é o retorno da ação i , no período t ; e $P_{i,t}$ e $P_{i,t-1}$ traduz o preço da ação i , nos momentos t e $t-1$.

Para o cálculo dos retornos anormais, neste trabalho, é adotado o modelo de cálculo dos retornos ajustados ao mercado. Esse modelo é utilizado no Brasil, por exemplo, por Perobelli e Ness Jr. (2000). Dessa forma, os retornos anormais são observados pela divergência dos retornos das ações em relação ao retorno do portfólio de mercado³ (IBOVESPA), sendo representado pela seguinte equação:

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (4)$$

onde: $RA_{i,t}$ é o retorno anormal da ação i no período t ; $R_{i,t}$ é o retorno da ação i no período t ; e $R_{m,t}$ é o retorno do portfólio do mercado m no período t .

³ Para o cálculo do retorno de mercado, são considerados os dados diários de preço de fechamento do índice IBOVESPA, também no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2005.

A seguir, são calculados os RAA da amostra, utilizando o modelo adotado por Novis Neto e Saito (2002), como segue:

$$RAA_{i,t} = \sum_{t=1}^T RA_{i,t} \quad (5)$$

onde: $\sum_{t=1}^T RA_{i,t}$ é o retorno anormal acumulado da ação i no período t ; e traduz o somatório do retorno anormal da ação i no período t .

Há que se ressaltar, por fim, que, no caso de ter havido dias sem negociação, foi assumida a cotação do dia imediatamente anterior em que houve negociação de ações. Assim, a adaptação a cotações não frequentes seguiu o procedimento aplicado por Brown e Warner (1985), que despreza os dias em que não houve cotações adotando apenas o último dia de negociação imediatamente anterior.

MENSURAÇÃO DO LUCRO NÃO ESPERADO (LNE)

Para o presente estudo, o LNE será apurado a partir do modelo de Christensen *et al.* (2004, p. 960), que utilizaram para o seu cálculo a diferença entre o lucro por ação divulgado e o lucro previsto pelos analistas de mercado ajustado pelo preço da ação dois dias antes do anúncio dos lucros. Como não foi possível a obtenção do valor de lucro previsto por analistas de mercado, foi então utilizado o lucro por ação divulgado no período anterior. Assim, a medida do LNE no trimestre t é:

$$LNE_{i,t} = \frac{L_{i,t} - L_{i,t-1}}{P_{i,d-2}} \quad (6)$$

onde: $LNE_{i,t}$ é o lucro não esperado da empresa i no trimestre t ; $L_{i,t}$ e $L_{i,t-1}$ traduzem o lucro por ação da empresa i no trimestre t e $t-1$; e $P_{i,d-2}$ é o preço da ação ordinária da empresa i dois dias antes da data da divulgação do lucro.

MENSURAÇÃO DAS NOTÍCIAS PUBLICAMENTE DISPONÍVEIS (NOTÍCIAS)

A quantidade de NOTÍCIAS incorporada aos preços das ações é mensurada acumulando os retornos anormais, nas datas em que ocorreu a divulgação das notícias compreendendo o período entre a data final do trimestre em que ocorreu negociação de ações até a data da divulgação do lucro.

É mensurada, também, a quantidade de NOTÍCIAS incorporadas aos preços das ações separadas por categorias, acumulando os retornos anormais nas datas em que ocorreram as divulgações das notícias específicas por categorias, compreendendo o período entre a data final do trimestre em que ocorreu negociação de ações até a data da divulgação do lucro.

MENSURAÇÃO DO TAMANHO DA EMPRESA (VALORMERC)

Para mensurar a variável independente tamanho da empresa, VALORMERC, é considerado o procedimento adotado

por Christensen *et al.* (2004, p. 961), onde esse tamanho é representado pelo valor de mercado das ações ordinárias da empresa i , dois dias antes do anúncio trimestral do lucro t .

PROCEDIMENTOS DE TESTE DAS HIPÓTESES

Tendo por referência o modelo econométrico definido neste estudo, a amostra selecionada de acordo com os parâmetros descritos na Metodologia, e os critérios formulados para a mensuração das variáveis, são realizados os testes empíricos, utilizando a metodologia de dados em painel, ou *panel data*, que, segundo Brooks (2002, p. 5), considera o comportamento das variáveis tanto na dimensão temporal quanto na espacial.

Considerando as características do presente estudo, em que o objeto é examinar os efeitos das notícias publicamente disponíveis sobre a empresa incorporados no preço da ação durante os trimestres analisados, em relação à subsequente divulgação trimestral de lucros, será utilizado o modelo de efeitos fixos, com o objetivo de verificar se a hipótese nula da pesquisa pode ser rejeitada.

Cabe ressaltar que foi realizado teste de Hausman com o objetivo de escolher o modelo de dados em painel a ser utilizado, como mostra a Tabela 1.

Tabela 1 – Resumo dos Testes de Hausman para as regressões das Hipóteses 1 e 2.

Table 1 – Overview of Hausman Tests for the regressions of Hypotheses 1 and 2.

Teste de Hausman	Estatística χ^2	Probabilidade χ^2
Regressão – Hipótese 1	6.634095	0.0845
Regressão – Hipótese 2	3.151541	0.9245

A hipótese nula não foi rejeitada a 5%, significando que os estimadores do modelo de efeitos fixos não diferem substancialmente dos estimadores do modelo de efeitos aleatórios. Neste contexto, optou-se por utilizar o modelo de efeitos fixos, porque o modelo de dados em painel assume a característica de modelo estático.

Para a realização dos testes, o modelo econométrico desenvolvido será aplicado associando-se esses benefícios às características da pesquisa, em que são considerados aspectos seccionais (amostra composta de diferentes combinações empresa/ação) e temporais (comportamento do grau de alavancagem operacional e do retorno das ações ao longo de determinado período), fica evidenciada a relevância da utilização dos dados em painel para aumentar a eficiência estatística dos testes realizados neste estudo.

Para aferir a robustez dos resultados empíricos, são realizados testes quanto à existência de raízes unitárias nas séries e quanto à existência de autocorrelação nos termos de perturbação aleatórios. O modelo clássico de regressão linear estabelece que não há autocorrelação ou correlação serial entre esses termos e

que os distúrbios estocásticos têm a mesma variância em todas as observações, o que é conhecido como homocedasticidade.

APURAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Tendo por base os parâmetros e critérios definidos na seção anterior, são apuradas todas as variáveis para cada combinação empresa/ação/notícias integrantes da amostra. Em seguida, são realizados os testes estatísticos entre as variáveis, utilizando-se do método de dados em painel, possibilitando concluir-se a respeito das hipóteses consideradas no estudo. São também realizados testes estatísticos descritivos.

EVIDÊNCIAS DESCRITIVAS

A Figura 1 apresenta, resumidamente, estatísticas descritivas sobre as notícias publicadas das empresas da amostra em diferentes categorias. O resultado indica que, na média, foram publicadas 123 notícias por trimestre sobre as empresas da amostra em relação a todas as categorias de notícias, *NOTÍCIAS*. Entretanto, o intervalo é amplo, sendo de 34 a 252 notícias publicadas no trimestre. Quanto às diferentes categorias de notícias, mais frequentemente relatadas em notas de imprensa sobre o segmento de metalurgia e siderurgia brasileiro, são: (i) outras informações operacionais, *OPERACIONAL*; (ii) outras informações de lucros, *LUCRO*; (iii) notícias relacionadas com pagamentos de dividendos e juros sobre o capital próprio, *DIVJSCP*; (iv) outras informações relevantes, *OUTRAS*; (v) previsões de lucros dos analistas de mercado, *ANALISTA*; e (vi) previsões gerenciais de lucros, *GERÊNCIA*.

A Figura 2 apresenta, resumidamente, estatística descritiva sobre os retornos anormais acumulados nos dias em que as notícias foram divulgadas durante o trimestre,

compreendendo a janela de tempo entre o término do trimestre e a data da divulgação do lucro. Os resultados indicam que o retorno médio acumulado nos dias em que as notícias foram divulgadas, *NOTÍCIAS*, é de 0,02158. Apresentaram ainda nível médio mais elevado dos retornos anormais, dispostos a seguir, em ordem decrescente de valor: (i) notícias relacionadas com pagamentos de dividendos e juros sobre o capital próprio, *DIVJSCP*, 0,01340; (ii) outras informações relevantes, *OUTRAS*, 0,01069; (iii) outras informações de lucros, *LUCRO*, 0,01066; (iv) outras informações operacionais, *OPERACIONAL*, 0,01065; (v) previsões gerenciais de lucros, *GERÊNCIA*, 0,01011; (vi) previsões de lucros dos analistas de mercado, *ANALISTA*, 0,00981. Seguindo nessa análise, observa-se que não foram apresentados retornos anormais médios negativos.

O exame dessas figuras revela que, em alguns casos, as categorias de notícias publicadas não estão associadas com um nível mais elevado dos retornos anormais médios das ações. Por exemplo, em termos de quantidade média de notícias publicadas sobre a categoria *DIVJSCP*, esta ocupa a terceira posição em ordem decrescente de valor, enquanto que, em termos dos valores dos retornos médios anormais, apresenta a maior média. Inversamente, a categoria que apresenta maior quantidade média de publicações por trimestre, *OPERACIONAIS*, está associada com a quarta média, em ordem decrescente de valor, dos retornos médios anormais.

Segundo Christensen *et al.* (2004), o resultado dessa associação não é surpreendente, uma vez que, quanto mais uma empresa seja acompanhada por notícias publicadas, menor será a probabilidade de qualquer novo anúncio individual revelar alguma novidade.

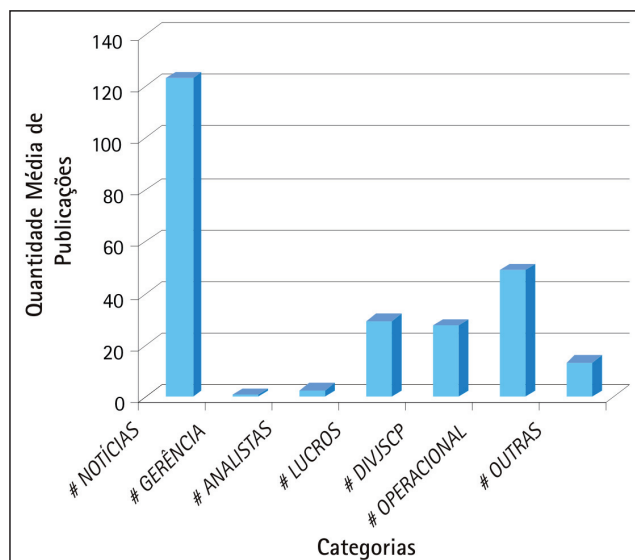


Figura 1 - Quantidade de notícias publicadas por empresa no trimestre.

Figure 1 - Number of news announcements per firm quarter.

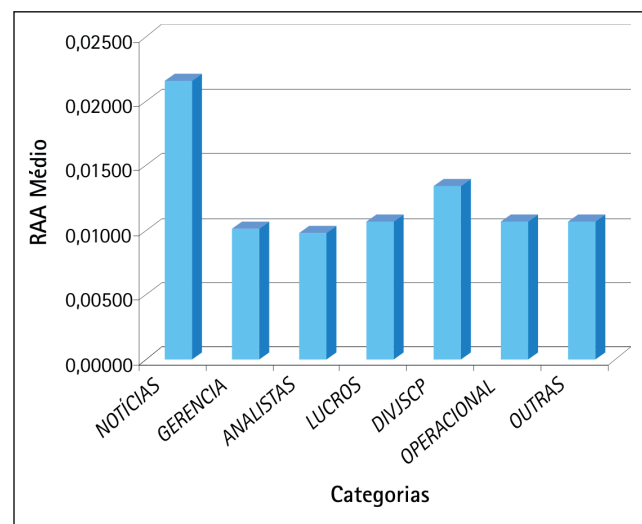


Figura 2 - RAA nas datas de publicação das notícias por empresa no trimestre.

Figure 2 - Cumulative abnormal returns on news announcement days per firm quarter.

TESTE DA HIPÓTESE 1

A Tabela 2 apresenta um resumo dos resultados apurados, tendo-se como foco a preocupação com a dimensão da relevância da estatística t relacionada com a variável independente, além do coeficiente de determinação R^2 .

As estatísticas t , evidenciadas na tabela acima, revelam que o coeficiente do termo de interação LNE , α_1 , é negativo e não significativo estatisticamente. Além disso, o coeficiente do termo de interação $NOTÍCIAS*LNE$, α_2 , é positivo e estatisticamente significativo, sendo que o p -valor revela a relevância estatística dessa variável a um nível de significância próximo a 100%. Isto sugere que, à medida que a informação é incorporada aos preços das ações, durante o trimestre, a magnitude da reação dos preços no momento do anúncio de lucros é mais pronunciada.

O termo de interação $VALORMERC*LNE$, α_3 , é negativo, mas não é estatisticamente significativo. Isto sugere que, apesar de o tamanho da empresa ser usado como uma *proxy* não refinada para o nível de informação divulgada, o RRA é diretamente afetado pela quantidade de informação incorporada aos preços das ações durante o trimestre e não pelo tamanho da empresa por si só.

A análise dos dados dos coeficientes de determinação (R^2) verifica o quanto a reta de regressão da amostra se ajusta aos dados. Conforme apresentado na tabela acima, o modelo de efeitos fixos apresentou um R^2 de 43%. Segundo Gujarati (2000, p. 64), obter um ajuste perfeito de 100% é um caso raro.

Tabela 2 – Resumo dos testes da regressão – Hipótese 1.

Table 2 – Summary of regression tests – Hypothesis 1.

Variáveis	Coefficiente	Estatística t	p-valor
C	0.010514	1.625818	0.1064
LNE	-0.002970	-0.282377	0.7781
NOTÍCIAS*LNE	1.966227	5.676545	0.0000
VALORMERC*LNE	-0.006991	-0.953377	0.3422
R_2	0.429171		

Tabela 3 – Resumo dos Testes da Regressão – Hipótese 2.

Table 3 – Summary of regression tests – Hypothesis 2.

Variáveis	Coefficiente	Estatística t	p-valor
C	0.007594	1.189244	0.2366
LNE	-0.002209	-0.216650	0.8288
GERÊNCIA*LNE	-3.886931	-0.448351	0.6547
ANALISTA*LNE	-210.1645	-2.770509	0.0065
LUCRO*LNE	194.0721	1.818142	0.0715
DIVSCP*LNE	-6.810490	-1.739159	0.0845
OPERACIONAL*LNE	0.489496	0.115242	0.9084
OUTRAS*LNE	28.21446	0.332144	0.7403
VALORMERC*LNE	-0.007832	-1.087560	0.2789
R_2	0.485476		

TESTE DA HIPÓTESE 2

Como o resultado apresentado na Tabela 2 sugere que os RAA são positivamente relacionados com o volume de informação incorporada aos preços das ações nas datas das publicações das notícias durante o trimestre, analisa-se então se certas categorias de notícias publicadas, presumivelmente aquelas contendo mais informação a respeito de lucros futuros ou fluxos de caixa futuros, têm um impacto positivo sobre o RAA .

A Tabela 3, a seguir, apresenta um resumo dos resultados apurados, tendo-se como foco a preocupação com a dimensão da relevância da estatística t relacionada com a variável independente, além do coeficiente de determinação R^2 .

As estatísticas t , apresentadas na tabela acima, revelam que o coeficiente do termo de interação LNE , β_1 , também é negativo e não significativo estatisticamente. O termo da equação $NOTÍCIAS*LNE$, foi substituído pelas categorias individualizadas de notícias publicadas. Individualmente, o coeficiente do termo de interação $NOTÍCIAS*LNE$, α_2 , é positivo e estatisticamente significativo, mas quando são analisados os termos de interação individualmente por categorias de notícias publicadas, não apresentam esse resultado. Note que, com relação aos sinais, os coeficientes dos termos de interação $GERÊNCIA*LNE$, β_2 , $ANALISTA*LNE$, β_3 , $DIVSCP*LNE$, β_5 , são negativos e os termos de interação $LUCRO*LNE$, β_4 , $OPERACIONAL*LNE$, β_6 , $OUTRAS*LNE$, β_7 , são positivos.

Ao nível de significância de 99%, somente o termo de interação $ANALISTA*LNE$, β_3 é significativo estatisticamente e, ao de 90%, os termos de interação $LUCRO*LNE$ e $DIVSCP*LNE$. Isto sugere que a magnitude da reação dos preços no momento do anúncio de lucros é mais pronunciada somente quando todas as notícias são analisadas conjuntamente. Então, a análise individualmente não se mostra significativa.

O termo de interação $VALORMERC*LNE$, β_8 é negativo, mas não é estatisticamente significativo. Isto sugere que, assim como na análise da Tabela 2, apesar de o tamanho da empresa ser usado como uma *proxy* não refinada para o nível de informação divulgada, o RAA é diretamente afetado pela quantidade de informação, analisada conjuntamente, incorporada aos preços das ações durante o trimestre e não pelo tamanho da empresa por si só.

A análise dos dados dos coeficientes de determinação (R^2) identificados no modelo de efeitos fixos também apresenta conclusão equivalente à identificada no procedimento anterior, embora um pouco melhor. Conforme apresentado na Tabela 3, o modelo de efeitos fixos apresentou um R^2 de aproximadamente 49%.

Cabe ressaltar que, no presente estudo, a influência de notícias boas e más divulgadas durante o trimestre não foi observada. Segundo Christensen *et al.* (2004, p. 979), ainda que o efeito líquido dos dois anúncios possa ser zero, dependendo da natureza dos anúncios, os lucros não esperados no momento dos anúncios de lucros podem ser mais intimamente relacionados com a incerteza devido aos anúncios mais próximos ao final do trimestre.

Tabela 4 - Resumo dos Testes de Raízes Unitárias das Séries.

Table 4 - Summary of Unit Roots Series tests.

Tipo de Teste Série (Variável)	ADF – Fisher		PP – Fisher	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
RAA	107,409	0,0000	120,452	0,0000
LNE	70,511	0,0000	60,219	0,0004
NOTÍCIAS*LNE	107,787	0,0000	110,579	0,0000
GERÊNCIA*LNE	100,803	0,0000	88,637	0,0000
ANALISTA*LNE	106,464	0,0000	91,982	0,0000
LUCRO*LNE	106,362	0,0000	91,975	0,0000
DIVSCP*LNE	108,857	0,0000	109,786	0,0000
OPERACIONAL*LNE	103,274	0,0000	90,266	0,0000
OUTRAS*LNE	106,562	0,0000	92,092	0,0000
VALORMERC*LNE	35,450	0,0010	27,3906	0,0015

Tabela 5 - Resumo dos Testes Durbin-Watson de Autocorrelação.

Table 5 - Summary of Autocorrelation Durbin-Watson Test.

Procedimento	Durbin-Watson Stat	Resultado do teste
Regressão 1	2,318767	Não há indícios de autocorrelação
Regressão 2	2,330529	Inconclusivo

TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS DAS SÉRIES

Os resultados dos testes de raízes unitárias – *ADF Fisher* e *PP Fisher* – das séries são consolidados na Tabela 4.

Tendo por referência a condição de que os testes de *Fisher* assumem um processo individual de raízes unitárias e as probabilidades são computadas usando uma distribuição qui-quadrada, os valores das estatísticas dos testes são confrontados com os da tabela de distribuição de referência, confirmando-se que as séries consideradas na realização dos testes empíricos não apresentam raízes unitárias. Isso permite afirmar que as regressões não podem ser consideradas espúrias, configurando-se, assim, em um dos elementos da robustez dos resultados encontrados.

TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS

Com o objetivo de verificar a existência de autocorrelação nos resíduos, foram realizados testes *Durbin-Watson*, cujos resultados são consolidados na Tabela 5.

Conforme demonstrado na Tabela 5, dos testes realizados, em um foi identificado que não há evidências de autocorrelação. Já o segundo se situa em área indefinida, não permitindo se concluir pela presença ou ausência de autocorrelação dos resíduos.

Dessa forma, é possível concluir que os testes quanto à existência de autocorrelação nos resíduos reforçam a robustez dos resultados empíricos da pesquisa, tendo em vista que em nenhum dos testes foi identificada a existência de autocorrelação, enquanto que em apenas um dos testes se verifica uma situação inconclusiva. Então, é atendida uma das precondições para que os estimadores possam ser considerados *BLUE*.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo analisa a influência das notícias publicamente divulgadas na imprensa sobre as empresas no período compreendido entre a data de encerramento do trimestre e a divulgação do seu lucro trimestral no efeito surpresa que a divulgação do lucro provoca no mercado.

Foram verificadas evidências empíricas de que o mercado não reagiu, na média, aos lucros quando divulgados, pois tal reação, significativamente positiva, já ocorrera no momento em que as notícias sobre as empresas foram publicadas na imprensa antes da data da divulgação do lucro. Esse resultado obtido apresenta indícios de que o mercado apresenta eficiência na sua forma semiforte.

Especificamente, neste estudo, foram acumulados os retornos anormais durante o trimestre, nos dias nos quais ocorreram publicações de notícias sobre as empresas contidas na amostra. Na análise conjunta de todas as notícias, os retornos anormais acumulados associados com o volume de informação incorporada nos preços durante o trimestre são positivos e significantes. Nesse sentido, quanto maior a quantidade de notícias sobre as empresas nos períodos analisados, maior o retorno anormal acumulado observado, indicando que o mercado interpretou as notícias divulgadas como sendo boas, na média, para as empresas da amostra. Esse resultado é contrário ao documentado na pesquisa de Christensen *et al.* (2004). Por outro lado, como não houve novos retornos anormais no momento em que o lucro é publicamente divulgado na imprensa, confirmam-se a teoria e a primeira hipótese deste estudo, de que quanto maior for o acompanhamento que o mercado faz de uma empresa, no caso aqui representado pelas notícias que são publicadas na imprensa, menor será o efeito residual de eventual surpresa quando por fim o lucro é divulgado.

Já na análise das categorias individuais de notícias publicamente disponíveis, os resultados não se mostram consistentes com a análise conjunta. Os retornos anormais acumulados associados com o volume de informação incorporada nos preços durante o trimestre para as categorias *ANALISTA*, *LUCRO* e *DIVJSCP* apresentaram uma reação negativa e significativa, indicando que o mercado percebeu essas notícias como ruins, por isso o coeficiente de resposta é negativo. Esses resultados indicam que, quando analisadas conjuntamente, as notícias positivas individualizadas por categorias, *GERÊNCIA*, *OPERACIONAL* e *OUTRAS*, compensam com folga as notícias negativas que são percebidas nas categorias *ANALISTA*, *LUCRO* e *DIVJSCP*. Mas novamente foram verificadas evidências empíricas de que o mercado não reagiu, na média, aos lucros quando divulgados, o que demonstra que esse efeito já foi capturado antes, quando da publicação das notícias, confirmando a teoria e a segunda hipótese deste estudo.

Foram realizados testes de robustez quanto à existência de raízes unitárias nas séries e de autocorrelação nos resíduos. Os resultados demonstraram que as séries não possuem raízes

unitárias e que não há evidências de autocorrelação nos termos de perturbação. Esses resultados reforçam a robustez dos dados empíricos apurados, evidenciando que as regressões não podem ser consideradas espúrias e que são atendidas as condições do modelo clássico, podendo os estimadores serem considerados BLUE.

Constituiu-se limitação do presente estudo a inexistência de um banco de dados no mercado brasileiro em relação às empresas do setor analisado com informações de projeções de analistas para o lucro das empresas. Recomenda-se para pesquisas futuras a análise de um modelo mais robusto que considere estas projeções.

O acompanhamento das notícias publicadas sobre a empresa e a análise de seu impacto constitui ainda um importante campo para investigação empírica. Kothari *et al.* (2009) concluíram em seus estudos que existem inclusive razões econômicas para as empresas compreenderem mais precisamente como a divulgação de notícias afeta seus resultados. Os resultados obtidos na pesquisa destes autores sugerem que as empresas deveriam dar inclusive prioridade para o desenvolvimento adequado de políticas de comunicação com o mercado para a divulgação de informações corporativas.

REFERÊNCIAS

- ASSAF NETO, A. 2008. *Mercado financeiro*. 4ª ed., São Paulo, Atlas, 304 p.
- ATIASE, R.K. 1985. Predislosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 23(1):21-36. <http://dx.doi.org/10.2307/2490905>
- ATIASE, R.K. 1987. Market implications of predislosure information: Size and exchange effects. *Journal of Accounting Research*, 25(1):168-176. <http://dx.doi.org/10.2307/2491265>
- BALL, R.; BROWN, P. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2):159-178. <http://dx.doi.org/10.2307/2490232>
- BEAVER, W.H. 1968. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 6:67-92. <http://dx.doi.org/10.2307/2490070>
- BIDDLE, G.; SEOW, G. 1991. The estimation and determinants of associations between returns and earnings: Evidence from cross-industry comparisons. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 6(2):183-232.
- BROOKS, C. 2002. *Introductory econometrics for finance*. Cambridge, Cambridge University Press, 701 p.
- BROWN, S.J.; WARNER, J.B. 1985. Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 4:3-31. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90042-X](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X)
- CAMARGO, M.A.; BARBOSA, F.V. 2003. Teoria e evidência da eficiência informacional no mercado de capitais brasileiro. *Caderno de Pesquisa em Administração*, 10(1):41-55.
- CHEON, Y.S.; CHRISTENSEN, T.E.; BAMBER, L.S. 2001. Factors associated with differences in the magnitude of abnormal returns around NYSE versus Nasdaq firms' earnings announcements. *Journal of Business Finance & Accounting*,

- 28(9-10):1-36.
- CHRISTENSEN, T.E.; SMITH, T.Q.; STUERKE, P.S. 2004. Public predislosure information, firm size, analyst following, and market reactions to earnings announcements. *Journal of Business Finance & Accounting*, 31(7-8):951-984. <http://dx.doi.org/10.1111/j.0306-686X.2004.00563.x>
- EASTON, P.D.; ZMIJEWSKI, M.E. 1989. Cross-sectional variation in the market response to accounting earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 11(2-3):117-141. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-4101\(89\)90003-7](http://dx.doi.org/10.1016/0165-4101(89)90003-7)
- EL-GAZZAR, S.M. 1998. Predislosure information and institutional ownership: A cross-sectional examination of market revaluations during earnings announcement periods. *The Accounting Review*, 73(1):119-129.
- GRANT, E.B. 1980. Market implications of differential amounts of interim information. *Journal of Accounting Research*, 18(1):255-268. <http://dx.doi.org/10.2307/2490401>
- GUJARATI, D.N. 2000. *Econometria básica*. 3ª ed., São Paulo, Makron Books, 846 p.
- HENDRIKSEN, E.S.; VAN BREDÁ, M.F. 1999. *Teoria da contabilidade*. São Paulo, Atlas, 550 p.
- HO, L.-C.J. 1993. Option trading and the relation between price and earnings: A cross-sectional analysis. *The Accounting Review*, 68(2):368-384.
- HOLTHAUSEN, R.W.; VERRECCHIA, R.E. 1988. The effect of sequential information releases on the variance of price changes in an intertemporal multi-asset market. *Journal of Accounting Research*, 26(1):82-106. <http://dx.doi.org/10.2307/2491114>
- IUDÍCIBUS, S.; LOPES, A.B. 2004. *Teoria avançada da contabilidade*. São Paulo, Atlas, 300 p.
- KASZNIK, R.; LEV, B. 1995. To warn or not to warn: Management disclosures in the face of an earnings surprise. *Accounting Review*, 70(1):113-134.
- KOTHARI, S.P.; LI, X.; SHORT, J.E. 2009. Analysts, and business press on cost of capital, return volatility, and analyst forecasts: A study using content analysis. *The Accounting Review*, 84(5):1639-1670. <http://dx.doi.org/10.2308/accr.2009.84.5.1639>
- KROSS, W.; SCHROEDER, D.A. 1989. Firm prominence and the differential information content of quarterly earnings announcements. *Journal of Business Finance & Accounting*, 16(1):55-74. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-5957.1989.tb00004.x>
- LOBO, G.J.; MAHMOUD, A.A.W. 1989. Relationship between differential amounts of prior information and security return variability. *Journal of Accounting Research*, 27(1):116-134. <http://dx.doi.org/10.2307/2491210>
- MacKINLAY, A. 1997. Events studies in economic and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1):13-39.
- NICHOLS, D.C.; WAHLEN, J.M. 2004. How do earnings numbers relate to stock returns? a review of classic accounting research with updated evidence. *Accounting Horizons*, 18(4):263-286. <http://dx.doi.org/10.2308/acch.2004.18.4.263>
- NOVIS NETO, J.A.; SAITO, R. 2002. Dividend yields e persistência de retornos anormais das ações: evidência do mercado brasileiro. In: ENANPAD, XXVI, Salvador, 2002. *Anais...* Salvador, Anpad, CD-ROM.
- PEROBELLI, F.F.; NESS JR, W.L. 2000. Reações do mercado acionário a variações inesperadas nos lucros das empresas: um estudo sobre a eficiência informacional no mercado brasileiro. In: ENANPAD, XXIV, Florianópolis, 2000. *Anais...* Florianópolis, Anpad, CD-ROM.
- SCHROEDER, D. 1995. Evidence on negative earnings response coefficients. *Journal of Business Finance & Accounting*, 22(7):939-960. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-5957.1995.tb00887.x>
- SHORES, D. 1990. The association between interim information and security returns surrounding earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 28(1):164-181. <http://dx.doi.org/10.2307/2491221>
- SKINNER, D.J. 1990. Options markets and the information content of accounting earnings releases. *Journal of Accounting and Economics*, 13(3):191-211. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-4101\(90\)90031-X](http://dx.doi.org/10.1016/0165-4101(90)90031-X)
- SOARES, R.O.; ROSTAGNO, L.M.; SOARES, K.T.C. 2002. Estudo de evento: o método e as formas de cálculo do retorno anormal. In: ENANPAD, XXVI, Salvador, 2002. *Anais...* Salvador, Anpad, CD-ROM.

Submetido em: 22/10/2008

Aceito em: 21/08/2010

CLESIA CAMILO PEREIRA

Universidade de Brasília
Prédio da Face, 1º andar, salas B1-02
Campus Darcy Ribeiro, Asa Norte
70910-900, Brasília, DF, Brasil

PAULO ROBERTO BARBOSA LUSTOSA

Universidade de Brasília
Prédio da Face, 1º andar, salas B1-02
Campus Darcy Ribeiro, Asa Norte
70910-900, Brasília, DF, Brasil