

IMPACTO DAS NOTÍCIAS PRÉ-DIVULGADAS NO LUCRO: Uma análise no Setor de Siderurgia e Metalurgia Brasileiro.

Autores:

CLESIA CAMILO PEREIRA

(CENTRO UNIVERSITÁRIO UNIEURO)

PAULO ROBERTO BARBOSA LUSTOSA

(PMIRPGCC - UNB/UFPB/UFPE/UFRN)

RESUMO

Este estudo examina a influência que as notícias sobre determinadas empresas, publicamente divulgadas na imprensa no período compreendido entre a data de encerramento do trimestre e a divulgação do seu lucro trimestral, provoca no efeito surpresa que a revelação do lucro para o mercado ainda pode trazer. 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. Também foram realizadas análises das categorias individuais de notícias publicamente disponíveis que, mesmo não apresentando resultados consistentes com a análise conjunta, demonstram que o efeito já fora capturado antes, quando da publicação das notícias. Esse resultado é contrário ao documentado na pesquisa de Christensen, Smith e Stuerke (2004), nos Estados Unidos, e apresenta indícios de que o mercado brasileiro apresenta eficiência na sua forma semi-forte. Os testes de raízes unitárias nas séries e de autocorrelação nos resíduos reforçam a consistência dos resultados apurados.

1. INTRODUÇÃO

O relacionamento entre informações contábeis e mercados de capitais tem sido um dos temas mais estudados na literatura contábil desde o trabalho realizado por Ball e Brown (1968). O interesse de pesquisadores por esse tipo de estudo se dá em função da afirmação, pela teoria contábil normativa, de que o objetivo central da contabilidade é o provimento de informações relevantes para subsidiar as decisões econômicas dos seus usuários.

Os investidores querem maximizar a sua própria riqueza, por isso consideram o impacto de variáveis macroeconômicas e específicas da empresa em suas decisões. Uma vez que a contabilidade tem como objetivo identificar e mensurar essas variáveis específicas da empresa, é esperado que as informações contábeis divulgadas sejam consideradas pelos investidores.

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 de 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), evidenciaram

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.

Considerando essas premissas, o objetivo é discutir o tema ao longo do presente trabalho, estruturando um referencial conceitual que dê suporte aos testes empíricos a serem realizados, no sentido de responder a seguinte questão: **“uma vez que as informações já divulgadas na imprensa sobre as empresas estão incorporadas no preço das ações, será que de fato existe, no mercado acionário brasileiro, uma relação inversa do impacto da pré-divulgação de notícias sobre as empresas na divulgação do lucro?”**

Para a aplicação dos testes empíricos, a pesquisa utiliza como base os dados contábeis trimestrais, as notícias publicamente disponíveis, na data de sua publicação, 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 justifica-se pela dificuldade de coleta manual e classificação das notícias publicadas, além das evidências de diferenças dos retornos anormais dentre os setores (BIDDLE, 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 (seção 2); a apresentação da metodologia utilizada para a realização dos testes empíricos (seção 3); a apuração e a análise dos resultados (seção 4); e as conclusões da pesquisa (seção 5).

2. REVISÃO DA LITERATURA

Levando em consideração a Hipótese de Eficiência de Mercado na sua forma semi-forte, a contabilidade é apenas uma das fontes de informações publicamente disponíveis referente 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 pode ter se tornado pública antes, ou fora antecipada pelo mercado. Nesse caso, o impacto adicional da divulgação do lucro nos preços só ocorreria se houvesse surpresas em relação que já se conhecia ou previa.

Estudos foram realizados com o objetivo de verificar a reação do mercado em relação ao anúncio do lucro, após se controlar o efeito que as notícias divulgadas na imprensa anteriormente à divulgação do lucro provocavam nos preços.

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 (1988), 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 divulgação do lucro.

Estudos empíricos apresentaram evidências consistentes com a noção de que as reações do mercado aos anúncios do lucro são inversamente relacionadas com o nível da informação pré-divulgada sobre a empresa, baseado em resultados obtidos por meio de várias *proxies* de informação pré-divulgada. Atiase (1985) focou no tamanho das empresas como *proxy* para capturar o espaço que elas ocupavam na imprensa. Grant (1980) e Atiase (1987) utilizaram as empresas listadas em bolsa como *proxy* para a visibilidade na mídia. 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 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 exposição de uma empresa antes do anúncio de lucros. Esses autores utilizaram o acompanhamento de analistas como *proxy* para a informação pré-divulgada. Os resultados indicaram 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) tentaram medir diretamente a quantidade de informação publicamente disponível sobre uma empresa antes dos anúncios de lucros. Eles contaram o número de notas de imprensa divulgadas sobre a empresa. Kross e Schroeder (1989) também tentaram mensurar 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, Christensen e Bamber (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 ao anúncio 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. 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.

Kross e Schroeder (1989) e Kasznik e Lev (1995) interrelacionaram *proxies* de informação pré-divulgada com o lucro não esperado, a fim de medir os efeitos da informação pré-divulgada no conteúdo da informação por ocasião do anúncio dos lucros. Esses autores concluíram que as *proxies* escolhidas não medem a *quantidade* de informação pré-divulgada incorporada no preço. Elas capturam ou a *qualidade* da informação divulgada ou alguma

medida de visibilidade da empresa. Daí, os autores 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, Smith e Stuerke (2004), desenvolveram um estudo com o objetivo de examinar o grau com que a pré-divulgação pública de informação, refletida no preço das ações durante o trimestre, afeta o caráter informativo dos subseqüentes 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: (1) estimativas gerenciais de lucros, (2) notícias relacionadas com ações ou dividendos e (3) 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, Smith e Stuerke (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.

3. METODOLOGIA

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

3.1 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 sessenta e oito por cento do total das negociações nesse período, vinte por cento delas são oriundas das empresas do setor de metalurgia e siderurgia, seguidas pela participação de quatorze por cento para as empresas do segmento de petróleo e gás e doze por cento para o seguimento de telecomunicações.

Em relação às ações, é considerado na amostra o preço de fechamento das ações ordinárias que apresentam, em média, mais de cem 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 à 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.

Então, esses parâmetros geraram uma amostra inicial de 5.493 notícias publicadas. Essas notícias foram classificadas em seis categorias segundo o conteúdo de cada uma delas. Não foram observadas, 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, foi, então, criada a categoria *outras informações*, conforme apresentada também na pesquisa de Christensen, Smith e Stuerke (2004). Como consequência, a classificação final das notícias publicadas é:

- a) Informações relacionadas com rendimentos: previsões gerenciais de lucros (*GERENCIA*), previsões de lucros dos analistas de mercado (*ANALISTAS*) e outras informações de lucros (*LUCRO*);
- b) Informações operacionais: notícias relacionadas com pagamentos de dividendos e juros sobre o capital próprio (*DIVJSCP*); e outras informações operacionais (*OPERACIONAL*);
- c) 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 desta pesquisa é integrada por 14³ empresas. Os testes empíricos têm como referência as divulgações trimestrais de lucros, realizadas no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2005. As notícias pré-divulgadas publicamente disponíveis utilizadas na amostra final, assim chamadas porque são notícias divulgadas no período compreendido entre o término do trimestre e a data da divulgação do lucro das empresas, são integradas por 1.478 publicações.

3.2 Definição das Hipóteses e dos Modelos

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

Consistente com a noção de que a informação incorporada aos preços, no trimestre, amortece as reações do mercado ao anúncio dos lucros, Christensen, Smith e Stuerke (2004) 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. 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 a pesquisa de Christensen, Smith e Stuerke (2004), para captar esse efeito serão examinados o impacto das notícias publicadas sobre as empresas acumulando-se os retornos anormais na data de cada notícia, ao longo do período que antecede a divulgação de cada lucro trimestral. Isto constitui a Hipótese 1, enunciada abaixo na forma alternativa (H_1):

H₁: 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.

Então, na realização do teste da Hipótese 1, espera-se que o sinal do coeficiente do termo de interação $NOTÍCIAS_{i,t} * LNE_{i,t}$, α_2 , seja contrário ao sinal do coeficiente α_1 de LNE, que captura o efeito da divulgação do lucro trimestral.

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

$$RAA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LNE_{i,t} + \alpha_2 NOTÍCIAS_{i,t} * LNE_{i,t} + \alpha_3 VALORMERC_{i,t} * LNE_{i,t} + \varepsilon \quad (3.1)$$

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 .

Apesar de predizerem que a informação incorporada nos preços das ações durante o trimestre reduzirá o caráter informativo dos anúncios dos lucros subseqüentes, Christensen, Smith e Stuerke (2004) reconhecem quem nem todas as notícias terão caráter informativo na divulgação dos lucros. Holthausen e Verrecchia (1988) especificam que é o grau pelo 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.

Em linha com a pesquisa de Holthausen e Verrecchia (1988), será examinado, também, o grau pelo qual as diferentes categorias de notícias afetam o caráter informativo da divulgação subseqüente do lucro. Entretanto não será considerada a hipótese da importância relativa de diferentes categorias de notícias para os investidores, mas simplesmente se as diferentes categorias de notícias estão inversamente relacionadas com o caráter informativo dos anúncios de lucros. É o que mostra a Hipótese 2 a seguir:

H₂: 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.

Para a realização do teste referente à Hipótese 2, o termo de interação $NOTÍCIAS_{i,t} * LNE_{i,t}$ da equação (3.1) é substituído pelos termos de interação das notícias publicadas por cada categoria específica, conforme apresentado na seção 3.1.

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 β_2 a β_7 tenham sinais contrários ao sinal de β_1 . No exame dessa hipótese, é empregado o seguinte modelo de regressão:

$$RAA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNE_{i,t} + \beta_2 GERENCIA_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_3 ANALISTA_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_4 LUCRO_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_5 DIVJSCP_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_6 OPERACIONAL_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_7 OUTRAS_{i,t} * LNE_{i,t} + \beta_8 VALORMERC_{i,t} * LNE_{i,t} \quad (3.2)$$

3.3 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, Rostagno e Soares (2002, p.5).

$$R_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) = \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1} \quad (3.3)$$

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 foi utilizado no Brasil em vários trabalhos, sendo exemplo 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 mercado⁴ (IBOVESPA), sendo representado pela seguinte equação:

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (3.4)$$

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 .

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

$$RAA_{i,t} = \sum_{t=1}^T RA_{i,t} \quad (3.5)$$

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

3.4 Mensuração do Lucro Não Esperado (LNE)

Para o presente estudo, o *LNE* será apurado a partir do modelo de Christensen, Smith e Stuerke (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:

$$LNE_{i,t} = \frac{L_{i,t} - L_{i,t-1}}{P_{i,d-2}} \quad (3.6)$$

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.

3.5 Mensuração das Notícias Publicamente Disponíveis (*NOTÍCIAS*)

A quantidade de *NOTÍCIAS* incorporada aos preços das ações é mensurada acumulando os retornos anormais, conforme destacado na seção 3.3, nas datas em que ocorreram 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, conforme destacado na seção 3.1, acumulando os retornos anormais, conforme destacado na seção 3.3, 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.

3.6 Mensuração do Tamanho da Empresa (*VALORMERC*)

Para mensurar a variável independente tamanho da empresa, *VALORMERC*, é considerado o procedimento adotado por Christensen, Smith e Stuerke (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 .

3.7 Procedimentos de Teste das Hipóteses

Tendo por referência o modelo econométrico definido na seção 3.2, a amostra selecionada de acordo com os parâmetros descritos na seção 3.1, e os critérios formulados para a mensuração das variáveis nas seções 3.3 a 3.6, 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 da pesquisa pode ser aceita. O modelo de dados em painel utilizado assume as características 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.

4. 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.

4.1 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: (1) outras informações operacionais, *OPERACIONAL*; (2) outras informações de lucros, *LUCRO*; (3) notícias relacionadas com pagamentos de dividendos e juros sobre o capital próprio, *DIVJSCP*; (4) outras informações relevantes, *OUTRAS*; (5) previsões de lucros dos analistas de mercado, *ANALISTA*; e (6) previsões gerenciais de lucros, *GERÊNCIA*.

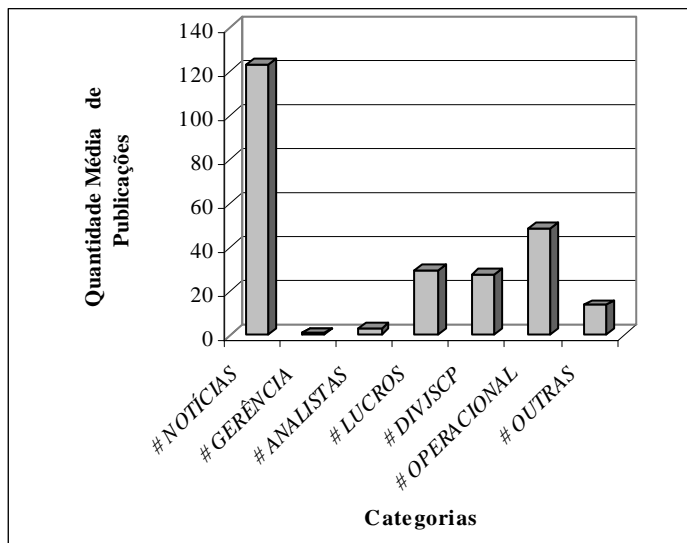


Figura 1: Quantidade de Notícias Publicadas por Empresa no Trimestre.

Fonte: Elaboração Própria.

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 até a data da divulgação do lucro. Os resultados indicam que os retornos médios acumulados nos dias em que as notícias foram divulgadas, *NOTÍCIAS*, é de 0,01234. Apresentou ainda nível médio mais elevado dos retornos anormais, dispostos a seguir, em ordem decrescente de valor: (1) notícias relacionadas com pagamentos de dividendos e juros sobre o capital próprio, *DIVJSCP*, 0,01340; (2) outras informações relevantes, *OUTRAS*, 0,01069; (3) outras informações de lucros, *LUCRO*, 0,01066; (4) outras informações operacionais, *OPERACIONAL*, 0,01065; (5) previsões gerenciais de lucros, *GERÊNCIA*, 0,01011; (6) previsões de lucros dos analistas de mercado, *ANALISTA*, 0,00981. Seguindo nessa análise, observa-se que não foram apresentados retornos anormais médios negativos.

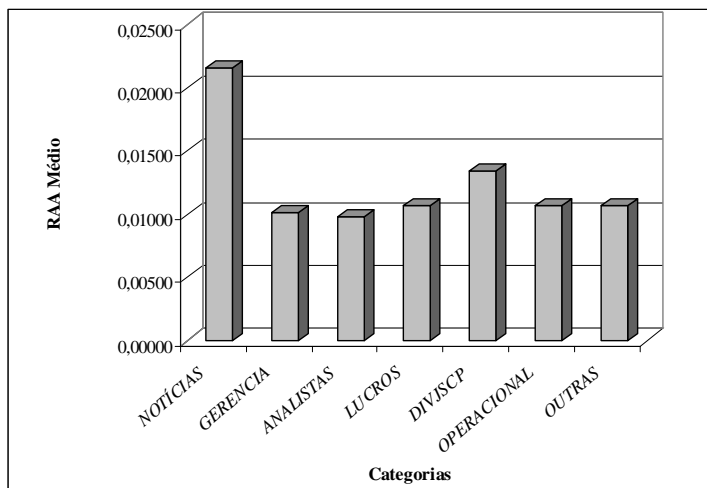


Figura 2: RAA nas Datas de Publicação das Notícias por Empresa no Trimestre.

Fonte: Elaboração Própria.

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, a categoria DIVJSCP ocupa a terceira posição em ordem decrescente de valor em termos de quantidade média de notícias publicadas 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, Smith e Stuerke (2004), o resultado dessa associação não é surpreendente, uma vez que, tanto mais uma empresa seja acompanhada por notícias publicadas, tanto menos é provável que qualquer novo anúncio individual vá revelar alguma novidade.

4.2 Teste da Hipótese 1

A tabela 1, 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 .

Tabela 1: Resumo dos Testes de Associação entre as Variáveis da Regressão – Hipótese 1

Variável dependente:	RAA		
Variáveis independentes:	<i>LNE</i> , <i>NOTÍCIAS*LNE</i> , <i>VALORMEC*LNE</i>		
Período considerado:	2003:1 2005:4		
Número de observações incluídas:	12 trimestres		
Total de observações no painel:	156		
<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>
<i>C</i>	0.010514	1.625818	0.1064
<i>LNE</i>	-0.002970	-0.282377	0.7781
<i>NOTÍCIAS*LNE</i>	1.966227	5.676545	0.0000
<i>VALORMERC*LNE</i>	-0.006991	-0.953377	0.3422
R^2	0.429171	R^2 ajustado	0.308762

Fonte: Elaboração própria.

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, com folga, a um nível de significância de 99%. Isto sugere que, na medida em que as informações noticiadas são incorporadas aos preços das ações, ao longo do trimestre, não existe nova reação, na média e em termos estatisticamente significativos, dos preços no momento do anúncio do lucro trimestral. Observa-se ainda que o sinal do coeficiente α_1 , de *LNE*, é negativo, embora não significativo, contrário ao sinal α_2 do termo de interação *NOTÍCIAS*LNE*, conforme sugerido pela teoria e incorporado na hipótese H1.

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.

O coeficiente de determinação (R^2) revela o grau de ajustamento da regressão aos dados amostrais (GUJARATI, 2000, p.64). Conforme apresentado na tabela acima, o modelo de efeitos fixos apresentou valores razoáveis para o coeficiente de determinação, R^2 de 43% e um R^2 ajustado de 31%.

4.3 Teste da Hipótese 2

Como o resultado apresentado na tabela 1 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, são analisados 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 2, 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 .

Tabela 2: Resumo dos Testes de Associação entre as Variáveis da Regressão – Hipótese 2

Variável dependente:	<i>RAA</i>		
Variáveis independentes:	<i>LNE, GERÊNCIA*LNE, ANALISTA*LNE, LUCRO*LNE, DIVSCP*LNE, OPERACIONAL*LNE, OUTRAS*LNE, VALORMEC*LNE</i>		
Período considerado:	2003:1 2005:4		
Nº de observações incluídas:	12 trimestres		
Total de observações no painel:	156		
<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>
<i>C</i>	0.007594	1.189244	0.2366
<i>LNE</i>	-0.002209	-0.216650	0.8288
<i>GERÊNCIA*LNE</i>	-3.886931	-0.448351	0.6547
<i>ANALISTA*LNE</i>	-210.1645	-2.770509	0.0065
<i>LUCRO*LNE</i>	194.0721	1.818142	0.0715

<i>DIVSCP*LNE</i>	-6.810490	-1.739159	0.0845
<i>OPERACIONAL*LNE</i>	0.489496	0.115242	0.9084
<i>OUTRAS*LNE</i>	28.21446	0.332144	0.7403
<i>VALORMERC*LNE</i>	-0.007832	-1.087560	0.2789
R^2	0.485476	R^2 ajustado	0.351616

Fonte: Elaboração própria.

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 analisados individualmente por categorias, 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. A análise individualizada mostra-se significativa somente para as notícias relacionadas com a categoria *ANALISTA*, a 99%, e *LUCRO* e *DIVSCP*, a 90%. Por outro lado, o coeficiente de *LNE*, β_1 , é bem próximo de zero, em magnitude (-0,002209) e em termos estatísticos (estatística *t* de apenas -0,21665), indicando que se pode considerar os sinais negativos dos termos de interação de *LNE* com as categorias de notícias, como sendo contrários ao sinal de *LNE*.

O termo de interação *VALORMERC*LNE*, β_3 é negativo, mas não é estatisticamente significativo. Isto sugere que, assim como na análise da tabela 1, 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 acima, o modelo de efeitos fixos apresentou um R^2 de 49% e o R^2 ajustado de 35%.

Cabe ressaltar que no presente estudo a influência de notícias boas e más divulgadas durante o trimestre não foi observada. Segundo Christensen, Smith e Stuerke (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.

4.4 Testes de Raízes Unitárias das Séries

Os resultados dos testes de raízes unitárias - *ADF Fisher* e *PP Fisher* – das séries são consolidados na tabela 3.

Tabela 3: Resumo dos Testes de Raízes Unitárias das Séries

<i>Tipo de Teste</i>	<i>ADF - Fisher</i>	<i>PP - Fisher</i>
----------------------	---------------------	--------------------

<i>Série (Variável)</i>	<i>Estatística</i>	<i>p-valor</i>	<i>Estatística</i>	<i>p-valor</i>
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

Fonte: Elaboração Própria.

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 de robustez dos resultados encontrados.

4.5 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 4.

Tabela 4: Resumo dos Testes *Durbin-Watson* de Autocorrelação dos Resíduos

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

Fonte: Elaboração Própria.

Conforme demonstrado na tabela 4, 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 se 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 pré-condições para que os estimadores possam ser considerados *BLUE – Best Linear Unbiased Estimators*.

5. CONCLUSÕES

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 semi-forte.

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, Smith e Stuerke (2004), nos Estados Unidos. Por outro lado, como não houve novos retornos anormais no momento em que o lucro é publicamente divulgado na imprensa, confirma-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 são um pouco diferentes dos observados na 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, *GERENCIA*, *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 fora 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*.

REFERÊNCIAS

ATIASE, Rowland K. Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcements. **Journal of Accounting Research**, vol. 23, nº 1, p.21–36, 1985.

_____. Market Implications of Predisclosure Information: Size and Exchange Effects. **Journal of Accounting Research**, vol. 25, nº 1, p.168–176, 1987.

BALL, Ray; BROWN, Philip. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. **Journal of Accounting Research**, vol. 6, nº 2, p.159–178, 1968.

- BROOKS, Chris. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- BROWN, Stephen J.; WARNER, Jerold B. Using Daily Stock Returns. The case of Event Studies. **Journal of Financial Economics**, v. 4, p.3-31, 1985.
- CHEON, Youngsoon S.; CHRISTENSEN, Theodore E.; BAMBER, Linda S. Factors Associated with Differences in the Magnitude of Abnormal Returns Around NYSE versus Nasdaq Firms' Earnings Announcements. **Journal of Business Finance & Accounting**, vol. 28, nº 9 e 10, p.1–36, 2001.
- CHRISTENSEN, Theodore E.; SMITH, Toni Q.; STUERKE, Pamela S. Public predislosure information, firm size, analyst following, and market reactions to earnings announcements. **Journal of Business Finance and Accounting**, 31(7) & (8), p.951-984, set/out, 2004.
- EASTON, Peter D.; ZMIJEWSKI, Mark E. Cross-Sectional Variation in the Market Response to Accounting Earnings Announcements. **Journal of Accounting and Economics**, vol. 11, nº 2 e 3, p. 117–141, 1989.
- EL-GAZZAR, Samir M. Predislosure Information and Institutional Ownership: A Cross-Sectional Examination of Market Revaluations During Earnings Announcement Periods. **The Accounting Review**, vol. 73, nº 1, p. 119–129, 1998.
- GRANT, Edward B. Market Implications of Differential Amounts of Interim Information. **Journal of Accounting Research**, vol. 18, nº 1, p. 255–268, 1980.
- GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HENDRIKSEN, Eldo S.; VAN BREDA, Michael F. **Teoria da Contabilidade**. Tradução: Antonio Z. Sanvicente. São Paulo. Atlas, 1999.
- HO, Li-Chin J. Option Trading and the Relation Between Price and Earnings: A Cross-Sectional Analysis. **The Accounting Review**, vol. 68, nº 2, p. 368–384, 1993.
- HOLTHAUSEN, Robert W.; VERRECCHIA, Robert E. The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-Asset Market. **Journal of Accounting Research**, vol. 26, nº 1, p. 82–106, 1988.
- KASZNIK, Ron; LEV, Baruch. To Warn or Not to Warn: Management Disclosures in the Face of an Earnings Surprise. **Accounting Review**, vol. 70, nº 1, p. 113–134, 1995.
- KROSS, William; SCHROEDER, Douglas A. Firm Prominence and The Differential Information Content of Quarterly Earnings Announcements. **Journal of Business Finance & Accounting**, vol. 16, nº 1, p. 55–74, 1989.
- LOBO, Gerald J.; MAHMOUD, Amal A.W. Relationship Between Differential Amounts of Prior Information and Security Return Variability. **Journal of Accounting Research**, vol. 27, nº 1, p. 116–134, 1989.
- MACKINLAY, A. Events studies in Economic and Finance. **Journal of Economic Literature**, v.35, nº 1, p.13-39, 1997.
- NOVIS NETO, Jorge A.; SAITO, Richard. Dividend yields e persistência de retornos anormais das ações: evidência do mercado brasileiro. **Anais do XXVI Enanpad**. Salvador: Anpad, 2002. CD-ROM.
- PEROBELLI, Fernanda F.; NESS JR, Walter L. Reações do Mercado Acionário a Variações Inesperadas nos Lucros das Empresas: um Estudo sobre a Eficiência Informacional no Mercado Brasileiro. **Anais do XXIV Enanpad**. Florianópolis: Anpad, 2000. CD-ROM.

SCHROEDER, D. Evidence on Negative Earnings Response Coefficients. **Journal of Business Finance & Accounting**, vol. 22, n° 7, p. 939–960, 1995.

SHORES, D. The Association Between Interim Information and Security Returns Surrounding Earnings Announcements. **Journal of Accounting Research**, vol. 28, n° 1, p. 164–181, 1990.

SKINNER, Douglas J. Options Markets and the Information Content of Accounting Earnings Releases. **Journal of Accounting and Economics**, vol. 13, n° 3, p. 191–211, 1990.

SOARES, Rodrigo O.; ROSTAGNO, Luciano M.; SOARES, Karina. T. C. Estudo de evento: o método e as formas de cálculo do retorno anormal. **Anais do XXVI Enanpad**. Salvador: Anpad, 2002. CD-ROM.

¹ Os autores acumularam os retornos anormais do 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.

³ Acesita/ON, Aço Villares/ON, Arcelor/ON, Cosipa/ON, Forja Taurus/ON, Gerdau/ON, Gergau Met/ON, Kepler/ON, Panatlântica/ON, Paranaparnema/ON, Rexam/ON, Sid Nacional/ON, Sid Tubarão/ON, Usiminas/ON.

⁴ 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.