



Determinantes do momento de divulgação das demonstrações contábeis de empresas que compõem o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA).

Lílian Menezes Diniz Paixão

UFMG - Universidade Federal de Minas Gerais
lilianmdp@gmail.com

Bruna Camargos Avelino

UFMG - Universidade Federal de Minas Gerais
bcavelino@gmail.com

Renata Turola Takamatsu

UFMG - Universidade Federal de Minas Gerais
rettakamatsu@gmail.com

Resumo

A utilidade das informações contábeis para fins de tomada de decisão de seus usuários é uma função não somente da natureza e conteúdo da informação, mas, também, do momento no qual ela é comunicada. O presente trabalho buscou avaliar se é possível detectar algum tipo de padrão no momento de divulgação das informações contábeis no mercado brasileiro. Mais especificamente, avaliou-se a hipótese de que as “boas notícias” são antecipadas e as “más notícias” adiadas. Estudos anteriores indicam que gestores enfrentam incentivos para adiar a divulgação de notícias desfavoráveis, o que os permite, por exemplo, dispor de tempo para realizar negociações em termos mais favoráveis, rebaterem críticas ou mesmo reverterem a *performance* passada antes do anúncio vir a público (Begley & Fischer, 1998). A segunda hipótese avaliada foi a de que as empresas mais tempestivas no reporte das informações contábeis exibiriam retornos anormais acumulados superiores, baseado no pressuposto de que as empresas que divulgam seus resultados mais rapidamente, fornecem informações mais tempestivas aos investidores, tornando-as mais úteis para fins de tomada de decisão. Contrariando os resultados da literatura contábil de referência, ao adotar um nível de significância de 5%, não foram encontrados indícios estatísticos para sustentar a hipótese de divergência de médias de retornos anormais acumulados e de defasagem na divulgação de “boas” e “más notícias”. Por outro lado, ao adotar um nível de significância de 10%, foi possível concluir que existe diferença estatisticamente significativa entre a defasagem na divulgação de “boas” e “más notícias”. Quanto à segunda hipótese, verificou-se que, na amostra analisada, não existe diferença estatisticamente significativa entre a média dos retornos anormais acumulados das companhias mais tempestivas, comparativamente à média dos retornos anormais acumulados das companhias menos tempestivas.

Palavras-chave: Qualidade da Informação Contábil; Defasagem; Retornos Anormais; Estudo de eventos.

ISSN: 1984-6266

Recebimento:
02/08/2016

Aprovação:
06/03/2017

Editor responsável pela
aprovação do artigo:
Dr. Flaviano Costa

Editor responsável pela edição do
artigo:
Dr. Flaviano Costa

Avaliado pelo sistema:
Double Blind Review

A reprodução dos artigos, total ou parcial,
pode ser feita desde que citada a fonte.



PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
CONTABILIDADE
MESTRADO E DOUTORADO

DOI:
<http://dx.doi.org/10.5380/rc&c.v9i1.47940>

DETERMINATIVES OF THE MOMENT OF DISCLOSURE OF FINANCIAL STATEMENT OF COMPANIES THAT COMPOSE SÃO PAULO STOCK EXCHANGE (IBOVESPA)

ABSTRACT

The usefulness of accounting information for decision-making of its stakeholders is not only about the kind and content of information, but, also, about the moment in which the information is communicated. This study sought to measure if it is possible to detect some kind of pattern on the moment of disclosure of financial statements in Brazilian market. More specifically, it measured the hypothesis of which the “good news” are anticipated and the “bad news” are postponed. The reason is because the literature indicates that managers face some incentives to postpone the disclosure of unfavorable news that allow them, for example, have time to accomplish negotiations on more favorable terms, to rebut criticism or even to revert the past *performance* before the announcement go public (Begley & Fischer, 1998). The second measured hypothesis was that companies that report timely their accounting information presented high-accrued abnormal returns, based on the assumption that companies that disclose their results faster provide more timely information to investors, becoming the information more useful for decision-making. Contradicting the results from accounting literature used by reference, when adopting a 5% significance level were not found statistical evidences to support the hypothesis of average divergence of accrued abnormal returns and lag on the disclose of “good” and “bad” news. Otherwise, adopting a 10% significance level, it was possible to conclude there is statistically difference between the lag on the disclose of “good” and “bad” news. About the second hypothesis, it was found, in the sample, there is not statistically difference between the average of accrued abnormal returns of the companies with disclose more timely, compared to the average of accrued abnormal returns of the companies with disclosure less timely.

Keywords: Quality of Accounting Information, Lag; Abnormal Return; Event studies.

1 Introdução

Em decorrência do desenvolvimento do mercado de capitais, a implementação de uma gestão empresarial eficiente e a manutenção de um relacionamento satisfatório com os *stakeholders* tornaram-se essenciais para a sobrevivência da firma em mercados competitivos. A transparência nos relatórios financeiros passou a ser um requisito fundamental para a inserção das empresas no mercado de capitais nacional e internacional, em especial devido às exigências e necessidades informacionais dos investidores, que são atraídos para os mercados que os inspiram maior confiabilidade. Assim, premissas como a transparência imputam ao profissional contábil o dever de procurar meios de tornar as informações sobre o patrimônio e desempenho mais palpáveis e alinhadas aos interesses dos *stakeholders*. A fidedignidade da informação é essencial para minimizar a assimetria de informações e assegurar a igualdade de direitos entre aqueles que, direta ou indiretamente, aportam seus recursos na continuidade de um negócio (Silva, Figueira, Pereira & Ribeiro, 2013).

Beaver (1998) afirma que a informação financeira tem como papel facilitar a seleção de investimentos e alinhar interesses entre executivos e investidores. Desse modo, a Contabilidade exerce um papel essencial na economia, ao fornecer insumos para que investidores sejam capazes de analisar as melhores oportunidades de investimento dispostas no mercado. No contexto do mercado de capitais, Healy e Palepu (2001) apontam duas consequências positivas do *disclosure* – entendido em sua conotação geral de divulgação de informações, sejam elas referentes a “boas” ou “más notícias” –, quais sejam: i) o aumento da liquidez das ações e ii) a redução do custo de capital. No entanto, a simples divulgação das informações da companhia por meio das Demonstrações Contábeis não é suficiente para fazer com que tais informações possam ser consideradas úteis e relevantes para os seus usuários.

Hendriksen e Van Breda (1999, p. 95) afirmam que as características qualitativas compreendem “as propriedades da informação que são necessárias para torná-la útil”. Ludícibus e Marion (1999) corroboram essa visão, ao apontarem que a utilidade da informação contábil, equivalente ao benefício comparado ao seu custo, é um instrumento para a verificação de sua qualidade, mensurada por características como: compreensibilidade, relevância, confiabilidade e comparabilidade.

Kirch, Lima e Terra (2012) também ressaltam a necessidade de que a informação contábil seja munida de características qualitativas, ao afirmarem que a utilidade desta não está relacionada apenas à sua natureza e conteúdo, mas, também, ao momento em que é divulgada, delineando o conceito de tempestividade. Dessa forma, informações de alta qualidade e confiabilidade podem deixar de ser úteis se não divulgadas no momento oportuno.

Portanto, tão importante quanto a decisão do que deve ou não ser divulgado, é a decisão do momento em que os usuários externos terão acesso às informações constantes nas Demonstrações Contábeis, principalmente pelo fato de que, dependendo do resultado apresentado ou dos fatos divulgados, a visão dos potenciais/atuais acionistas em relação ao desempenho futuro da entidade poderá ser alterada e isso se refletirá na precificação das suas ações no mercado.

A ideia de que os relatórios financeiros deveriam ser disponibilizados ao público assim que possível é encontrada frequentemente na literatura contábil e é bastante difundida no meio profissional (Kross, 1982). Para garantir informações contábeis disponibilizadas de maneira tempestiva, a Comissão de Valores Mobiliários - CVM exige o reporte público do resultado dentro de três meses após o encerramento do exercício social (Instrução CVM 480/2009). Porém, sabe-se que a defasagem entre o fim do período fiscal e o anúncio dos lucros varia consideravelmente entre firmas.

A divulgação antecipada oferece uma série de vantagens, tais como a prevenção do vazamento de informações sobre o lucro antes do anúncio público, inibindo que indivíduos selecionados transacionem com base em informações privilegiadas (Kross, 1982). Em contraposição, gestores enfrentam incentivos para adiar a divulgação dos números contábeis (Begley & Fischer, 1998). O deferimento de “más” notícias, por exemplo, permite que gestores disponham de tempo para realizar negociações em termos mais favoráveis, rebaterem críticas ou mesmo reverterem a *performance* passada antes do anúncio vir a público. No entanto, os benefícios do atraso devem exceder possíveis custos de reputação e de litígio que essa atitude resulta. Bowen *et al.* (1992) ressaltam que pesquisas empíricas anteriores relacionadas à tempestividade apontaram resultados consistentes com a tese de que resultados satisfatórios e desempenho equivalente ou superior ao previsto (boas notícias) seriam divulgadas antes do esperado e resultados negativos ou desempenho inferior ao previsto (más notícias) seriam divulgadas tardiamente, citando as pesquisas de Givoly e Palmon (1982), Kross e Schroeder (1984) e Chambers e Penman (1984).

Em relação ao efeito da divulgação de novas informações, Camargos e Romero (2006) pontuam que os preços dos títulos negociados no mercado de capitais são influenciados por uma série de eventos ou informações relevantes, que provocam alterações maiores ou menores, dependendo do contexto do mercado, da relevância da informação e do tempo que tal informação leva para ser incorporada aos preços pelo mercado.

Bodie, Kanie e Marcus (2000) complementam essa ideia ao afirmarem que, enquanto novas informações sobre um título se tornam disponíveis, o preço do título se ajusta rapidamente, para que, a todo momento, se iguale a estimativa do consenso do mercado sobre o valor do título. Em relação às mesmas pesquisas, Trueman (1990) complementa que os autores encontraram evidências de que ocorre um incremento no preço das ações quando as notícias são divulgadas antes do esperado e, em contrapartida, um declínio quando estas são divulgadas após o esperado.

Presume-se, desse modo, que uma entidade pode antecipar ganhos caso divulgue um resultado satisfatório antecipadamente e, ao contrário, postergar e/ou minimizar perdas financeiras ao adiar a divulgação de um resultado negativo. Assim, a problemática que inspirou esta pesquisa consiste na verificação da influência do conteúdo informacional na escolha do momento em que as demonstrações contábeis são

divulgadas, apoiando-se na seguinte questão: qual a influência do conteúdo informacional na determinação do momento em que as demonstrações contábeis são divulgadas? O principal objetivo do estudo consiste em avaliar a interferência do conteúdo informacional na escolha do momento de divulgação das demonstrações contábeis por parte dos gestores das companhias abertas cujas ações compõem o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo.

O presente trabalho busca estender a literatura sobre a evidenciação voluntária, focando na decisão de quando divulgar, uma dimensão do *disclosure* corporativo que tem sido relativamente negligenciada por pesquisadores. Resultados indicaram que os custos e benefícios do *disclosure* afetam não somente a natureza da informação a ser divulgada, mas, adicionalmente, o *timing* desse *disclosure* (Sengupta, 2004).

A importância da tempestividade do *disclosure* tende a variar ao longo das jurisdições por várias razões, incluindo o estágio de desenvolvimento do mercado de capitais e o nível de *enforcement* legal dos reguladores (Balatbat & Jackson, 2011). Companhias localizadas em mercados de capitais exibem uma tendência em divulgar uma menor quantidade de informações quando comparadas aos mercados mais desenvolvidos, além de serem menos tempestivas. O *enforcement* legal para proteção dos investidores e sanções contra negociações com base em informações privilegiadas pode não ser tão efetivo. A literatura acadêmica demonstrou que o mercado brasileiro, por apresentar um financiamento essencialmente pelo crédito bancário, estrutura normativa baseando-se no direito romano e forte ligação entre aspectos contábeis e tributários, tende a sofrer um menor impacto das informações contábeis, sendo estas consideradas menos relevantes para os investidores (Lopes, 2006). Dessa maneira, esperar-se-ia uma menor relevância das demonstrações contábeis como fonte primária e tempestiva de informações (Haw, Qi, & Wu, 2000).

O reporte tempestivo é um mecanismo importante para mitigar o *insider trader*, vazamentos e rumores nesses mercados (Owusu-Ansah, 2000). Assim, pesquisadores deveriam estar interessados na significância econômica da relação entre o período e o tipo de divulgação realizada, uma vez que ela afeta pesquisas sobre o impacto dos números contábeis no mercado de ações. Além disso, a identificação de incentivos ou atritos no processo de reporte que leve a um atraso sistemático na divulgação de informações é de interesse dos órgãos regulatórios. Os responsáveis pela elaboração de políticas públicas estão interessados em promover o *disclosure* tempestivo das firmas com o objetivo de garantir a eficiência de Mercado.

Evidências concernentes a uma relação significativa entre o período de divulgação e a direção e magnitude da notícia no momento de sua divulgação também é de interesse dos investidores, visto que a seleção de informações e a realização de transações tende a ser afetada por essa associação (Begley & Fischer, 1998). Nesse sentido, no que diz respeito à contribuição prática, os resultados deste estudo poderão servir de incentivo para que os investidores, principalmente acionistas minoritários, e demais *stakeholders* avaliem de forma mais adequada o momento da divulgação das Demonstrações Contábeis das companhias e implementem melhorias em sua tomada de decisão de alocação de recursos. Ademais, também poderão revelar a necessidade de que as entidades reguladoras reexaminem o prazo de divulgação das informações atualmente em vigor.

2 Referencial Teórico

2.1 Assimetria da Informação

A teoria econômica clássica prevê que todos os agentes envolvidos em uma transação ou com alguma organização têm acesso ao mesmo conteúdo informacional e a obtenção dessa informação se dá de forma livre, ou seja, sem custos adicionais. Desse modo, qualquer pessoa poderia ter acesso irrestrito às informações de que necessitasse ou desejasse (Lopes & Martins, 2005).

Essa teoria trata-se, na verdade, de uma simplificação da realidade. No mundo real, o que se observa é a existência de grandes diferenças informacionais, nas quais, inclusive, se embasa o surgimento da ciência contábil. Iudícibus, Martins e Carvalho (2005) pontuam que uma das tarefas mais importantes da Contabilidade moderna é a diminuição ou contenção da assimetria informacional.

Lopes (2004, p. 173) corrobora essa ideia ao afirmar que “todo o sistema de contabilidade financeira ou societária pode ser analisado à luz da redução de assimetria informacional entre investidores e agentes envolvidos no conflito de agência”.

Akerlof (1970) foi o precursor da linha de pesquisa relacionada à assimetria informacional, em contraponto às teorias anteriormente estabelecidas, que preconizavam a perfeição e funcionalidade dos mercados. Em sua obra, o autor demonstra como um mercado funciona de maneira incorreta, com uma redução considerável de negócios efetivamente realizados, quando vendedores e compradores operam com diferentes níveis de informação.

Akerlof (1970) caracteriza a assimetria da informação como a situação na qual as partes integrantes de uma transação não possuem toda a informação de que necessitam para averiguar se os termos do arranjo que está sendo proposto são comumente aceitáveis e serão implementados, bem como para avaliar o desempenho individual dos envolvidos.

A assimetria da informação dá origem a dois problemas contratuais:

- i. Seleção Adversa: ocorre quando um dos agentes envolvidos em uma transação entra em negociação dispondo de informações privilegiadas e utiliza destas para obter vantagem em relação à parte menos informada (Maia, 2008).
- ii. Risco Moral (*Moral Hazard*): ocorre quando o principal (acionista ou detentor dos recursos) é incapaz de controlar todas as ações do agente (gerente ou administrador dos recursos) e este tende a aumentar os custos ou diminuir os benefícios da outra parte, visando o seu próprio favorecimento (Byrns & Stone, 1996).

Bowen *et al.* (1992, p. 395) relacionam a assimetria informacional à tempestividade, ao afirmarem que, devido ao fato de alguns *stakeholders* não julgarem que seja rentável monitorar a firma ativamente, “os gestores têm a oportunidade de influenciar a percepção destes *stakeholders* desinformados por meio de decisões contábeis, como a determinação do momento de divulgação dos resultados”.

Adicionalmente, Chen, Cheng e Gao (2005, p. 68) encontraram em suas pesquisas indícios comprobatórios de que “o momento de divulgação dos resultados serve como uma importante estratégia para as empresas reduzirem a assimetria informacional”.

Com base nas pesquisas destes autores é possível concluir, portanto, que a tempestividade seria capaz de fornecer insumos tanto para beneficiar a relação entre principal e agente através da divulgação das demonstrações contábeis em momento oportuno para assegurar que todos os interessados tenham o mesmo nível de informação e conhecimento sobre a real situação da companhia (redução da assimetria informacional), quanto para ocultar momentaneamente um resultado insatisfatório e, com essa decisão, ampliar a distância entre as informações que os gestores dispõem e as informações disponibilizadas às partes interessadas (incremento da assimetria informacional).

2.2 Tempestividade

A oportunidade da informação é tida como uma importante restrição à divulgação das demonstrações financeiras, sendo fundamental que a acumulação, sintetização e publicação subsequente de informações contábeis ocorram com a maior rapidez possível, garantindo que os usuários tenham acesso a dados

atualizados e a informação não perca sua capacidade de influenciar a tomada de decisão (Hendriksen & Van Breda, 1999).

Segundo o Pronunciamento Conceitual Básico – R1 (CPC, 2011), a tempestividade é uma característica qualitativa de melhoria, que se relaciona à disponibilização da informação a tempo de influenciar os tomadores de decisão em seu processo decisório. Nesse sentido, considera-se que quanto mais antiga é uma informação, menos útil ela será considerada. Contudo, certa informação pode ter o seu atributo tempestividade prolongado após o encerramento de um período contábil, quando, por exemplo, algum usuário necessitar identificar e avaliar tendências.

Hendriksen e Van Breda (1999, p. 99) relacionam a tempestividade à relevância da informação contábil, ao afirmarem que “a informação não pode ser relevante quando não for oportuna”, ou seja, se ela não for publicada em tempo hábil para embasar a decisão tomada por seus usuários, tornando-a confiável e segura.

O *International Accounting Standards Committee* - IASC (2001), por sua vez, ressalta que, em determinados casos, pode ser necessário que a administração estabeleça um equilíbrio entre relevância, tempestividade e confiabilidade, pois, conforme exposto no Pronunciamento Conceitual Básico – R1 (CPC, 2011, p. 13) “a necessidade de bem informar com relevância no momento mais oportuno ao usuário pode levar à perda de parte da confiabilidade em razão de a entidade não dispor ainda de todos os elementos necessários à informação”. Por outro lado, se a entidade aguardar que todos os aspectos relacionados à informação se tornem conhecidos, esta poderá ser altamente confiável, no entanto, pouco útil, caso seus usuários tenham tido necessidade de tomar as decisões no intervalo de tempo situado entre a geração da informação e sua divulgação.

Cabe ao responsável por essa divulgação a identificação da melhor maneira de satisfazer as necessidades informacionais para o processo de decisão dos usuários, ou seja, a determinação de como será atingido o adequado equilíbrio entre relevância, confiabilidade e tempestividade.

Outro aspecto importante é o estabelecimento de um intervalo frequente para a divulgação das informações, que permita que sejam reveladas modificações na situação da empresa que possam, por sua vez, afetar as previsões e decisões dos usuários (Hendriksen & Van Breda, 1999).

2.3 Principais Pesquisas Relacionadas à Tempestividade da Informação Contábil

É unanimidade entre os autores que publicaram estudos relacionados à tempestividade que a preocupação associada a esse tema se relaciona, principalmente, ao entendimento de que essa característica qualitativa exibe uma relação inversa com a utilidade da informação contábil.

Conforme exposto pelo FASB (1980):

disponibilizar a informação para os tomadores de decisão antes que ela perca sua capacidade de influenciar as decisões é um aspecto auxiliar da relevância. Caso a informação não esteja disponível quando é requerida ou se torne disponível muito depois dos eventos relatados, não tendo nenhuma valia para as ações futuras, ela perde sua relevância e se torna de pouca ou nenhuma utilidade (FASB, *Statement of Accounting Concept* nº. 2, p. 5).

O conhecimento do trabalho desenvolvido por estes autores torna-se, portanto, de importância substancial para o entendimento dos fatores que impactam a tempestividade, da forma como os gestores embasam as decisões associadas à divulgação das demonstrações e como essas decisões refletem na utilidade e relevância da informação gerada.

Givoly e Palmon (1982) observaram uma considerável redução entre a defasagem ao longo dos anos e que esta se associava mais a padrões internos das companhias individuais do que a atributos destas. Com isso, concluíram que o momento da divulgação é inapropriado e pode ser considerado um fator que tende a enfraquecer o poder dos testes relacionados ao tema, não devendo ser tratado como um evento discricionário.

Os pesquisadores salientaram que as pesquisas anteriores estavam mais relacionadas à utilidade dos relatórios anuais e aos benefícios adicionais de uma divulgação mais frequente, se limitando ao fenômeno da defasagem. Nesse contexto, focaram suas análises em evidências fornecidas por Beaver (1968), que sugeriu previamente que os investidores talvez postergariam a compra ou venda de segurança até a publicação dos anúncios de resultados. Eles buscaram, portanto, verificar os determinantes da defasagem e a influência do conteúdo informacional para a decisão do momento de publicação dos demonstrativos.

Givoly e Palmon (1982) encontraram indícios de que existia uma tendência de atrasar a divulgação de um resultado insatisfatório e sugeriram que seria interessante analisar o período de tempo transcorrido entre a data de término do exercício fiscal e a data dos anúncios, ressaltando que o custo de coleta dos dados seria compensado pelo incremento dos testes relacionados à tempestividade. De forma complementar, os autores pontuaram que a extensão dos testes de auditoria seria o fator mais importante a ser considerado para a determinação do momento de divulgação, pelo fato de ser estabelecida principalmente a partir da análise do tamanho da empresa, da qualidade dos seus controles internos (nível de governança corporativa) e da complexidade de suas operações.

Chambers e Penman (1984) analisaram a associação entre a defasagem na divulgação dos resultados e a reação do preço das ações aos anúncios de lucros, encontrando evidências condizentes com os estudos de Ball e Brown (1968), indicativos de que o mercado refletia uma grande quantidade de informações antes da comunicação formal dos fatos e resultados contábeis e financeiros. Tais indícios levaram os autores a compreender que, quanto mais as companhias optam por retardar a divulgação das informações anuais/trimestrais, maior oportunidade surge para que os investidores colem essas informações em outras fontes, o que contribui para a redução da utilidade dos demonstrativos. Foster (1981) indica que algumas destas fontes poderiam ser: anúncios intra-industriais relevantes, pesquisa privada objetivando uma informação “pré-divulgação” e previsões da administração da companhia, provavelmente disponibilizadas nos relatórios anteriores.

Os resultados encontrados por Chambers e Penman (1984), entretanto, revelaram que, mesmo com uma defasagem considerável, a divulgação das demonstrações ainda influencia na precificação das ações, o que pode ser atribuído ao fato de estes documentos conterem alguma informação adicional, não obtida pelo mercado em outras fontes. Dessa forma, assim como Givoly e Palmon (1982), os autores não encontraram uma relação estatisticamente significativa entre a defasagem na divulgação dos resultados e a reação do preço das ações à divulgação do resultado.

Adicionalmente, Chambers e Penman (1984) concluíram que quando uma companhia cria a expectativa de divulgação em uma determinada data e não o faz dentro do prazo, o mercado associa esse atraso a uma má notícia e a reação do mercado a essa divulgação é mais intensa e significativa se comparada à reação à defasagem cronológica (o período de tempo entre o fim do exercício fiscal e a data de divulgação das demonstrações contábeis).

Atiase, Bamber e Tse (1987) aperfeiçoaram os estudos de Givoly e Palmon (1982) e Chambers e Penman (1984) ao considerarem o efeito tamanho da empresa. Eles observaram, de modo análogo a Chambers e Penman (1984), que o tamanho da firma (mensurado pelo valor de mercado) guarda uma relação inversa com o atraso na disponibilização das informações e que a intensidade da reação do mercado às notícias era menor nas empresas maiores, comparativamente às menores. Tal efeito pode ser explicado pelo fato de os anúncios das pequenas empresas conterem uma maior quantidade de informações inesperadas, o que promove ajustes mais intensos e contínuos do mercado (Atiase, Bamber & Tse, 1987). O estudo, também, teve como enfoque identificar como o conteúdo informacional interfere na relação entre a tempestividade e a reação do mercado às informações comunicadas.

As análises demonstraram que, excluído o efeito tamanho, uma defasagem maior é associada a uma menor reação do mercado e que esta reação possivelmente será maior no caso de divulgação de um resultado insatisfatório (más notícias). Essa relação entre defasagem (tratada como o período de tempo entre o fim do exercício fiscal e a data de divulgação das demonstrações contábeis) e variabilidade da reação de mercado,

contrariamente às pesquisas de Givoly e Palmon (1982) e Chambers e Penman (1984), foi comprovada nos estudos de Atiase, Bamber e Tse (1987), corroborando a importância do efeito tamanho da empresa para a especificação do modelo.

Skinner (1994) procurou em suas análises justificativas para as firmas optarem por divulgar voluntariamente resultados negativos não esperados, sugerindo a existência de incentivos, principalmente associados aos custos de litígio, para anunciá-los antecipadamente. Os resultados demonstraram que os investidores, ao observarem um grande declínio no preço das ações, decorrente da disponibilização de novas informações, podem responsabilizar os administradores pela ineficiência ao comunicar prontamente o resultado insatisfatório. Além disso, os custos relacionados à má reputação da empresa podem ser imputados aos administradores que optaram por retardar essa divulgação. Em um maior grau, os analistas podem deixar de acompanhar e sugerir ações de empresas que têm por hábito reter informações negativas ou não serem sinceras no que diz respeito a perdas potenciais decorrentes de uma má notícia (Skinner, 1994).

Por outro lado, Begley e Fischer (1998) mencionam que o atraso na divulgação de más notícias pode beneficiar os gestores por: i) poderem completar negócios em condições mais favoráveis antes da divulgação; ii) terem mais tempo para elaborar as justificativas às críticas relacionadas ao desempenho insatisfatório, bem como traçar estratégias para reverter a *performance* negativa; e iii) terem mais tempo para gerenciar os resultados, e, com isso, mascarar ou reverter as más notícias.

Sengupta (2004) salientou em sua pesquisa a ausência de grande quantidade de estudos que se dedicaram a investigar os critérios utilizados pelos gestores para definir o momento de divulgação das informações de caráter financeiro. Os resultados obtidos por ele foram coerentes com hipóteses anteriores de que empresas submetidas a maior pressão por parte dos investidores e sujeitas a maiores custos de litígio reduziam o período de tempo entre o fim do exercício fiscal e a data de divulgação das demonstrações trimestrais. Adicionalmente, apontaram a existência de uma relação positiva entre maior defasagem e complexidade das operações. Ele lembrou a importância do equilíbrio entre custos e benefícios do *disclosure* corporativo, destacando a utilização da tempestividade como um fator de redução dos custos das companhias abertas.

No Brasil, Kirch, Lima e Terra (2012), baseados nos autores citados, propuseram um modelo no qual treze variáveis explicativas, representantes das quatro dimensões teóricas (complexidade, governança corporativa, assimetria informacional e custos proprietários e conteúdo dos demonstrativos) foram utilizadas como determinantes da defasagem na divulgação das demonstrações contábeis. Os resultados encontrados indicam que o modelo proposto explica uma parcela não desprezível da variação no período de tempo transcorrido entre a data de encerramento do exercício e a data de divulgação das respectivas demonstrações contábeis. Das treze variáveis utilizadas, três apresentaram coeficientes estatisticamente significantes em praticamente todas as regressões realizadas: demonstrações consolidadas, alavancagem de controle e prejuízo.

3 Procedimentos Metodológicos

3.1 Delimitação da Amostra de Pesquisa

A amostra da pesquisa consistiu nas companhias que compuseram o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA) entre os anos de 2010 e 2013. O início do período amostral foi determinado como o ano de 2010 pelo fato de as mudanças advindas da Lei 11.638/2007 terem sido consolidadas nesse exercício social.

No que diz respeito à escolha do IBOVESPA, conforme explicitado pela BM&FBovespa (2014), ele é "o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do

mercado de capitais brasileiro”. As ações que o integram respondem por, no mínimo, 80% dos negócios e do volume financeiro da BM&FBovespa.

Barossi-Filho, Achcar e Souza (2008) expõem que:

a importância desse índice em mercado financeiro reflete-se, basicamente, em três de suas naturezas: tradição em representatividade das negociações do mercado acionário brasileiro, abrangência da série temporal, que é ininterrupta desde fins dos anos 60 e, pela sua ampla utilização e aceitação no mercado financeiro como benchmark (Barossi-Filho, Achcar & Souza, 2008, p. 31).

O IBOVESPA é, portanto, considerado uma amostra adequada para representar o comportamento geral das companhias integrantes do mercado de capitais brasileiro. Os dados necessários para a pesquisa foram coletados no *site* da BM&FBovespa e na base de dados da Economática®.

No momento da realização dos testes estatísticos que embasaram os resultados e conclusões deste trabalho, este índice era composto pelas seguintes empresas:

Figura 1:
Ações integrantes do IBOVESPA

AÇÕES			
AMBEV S/A (ABEV3)	SOUZA CRUZ (CRUZ3)	GOL (GOLL4)	PETROBRAS (PETR4)
ALL AMER LAT (ALLL3)	COSAN (CSAN3)	CIA HERING (HGTX3)	MARCOPOLO (POMO4)
BRASIL (BBAS3)	SID NACIONAL (CSNA3)	HYPERMARCAS (HYPE3)	QUALICORP (QUAL3)
BRADESCO (BBDC3)	CETIP (CTIP3)	ITAUSA (ITSA4)	LOCALIZA (RENT3)
BRADESCO (BBDC4)	CYRELA REALT (CYRE3)	ITAUNIBANCO (ITUB4)	COSAN LOG (RLOG3)
BBSEGURIDADE (BBSE3)	DURATEX (DTEX3)	JBS (JBSS3)	ROSSI RESID (RSID3)
BRADESPAR (BRAP4)	ECORODOVIAS (ECOR3)	KLABIN S/A (KLBN11)	SANTANDER BR (SANB11)
BRF SA (BRFS3)	ELETROBRAS (ELET3)	KROTON (KROT3)	SABESP (SBSP3)
BRASKEM (BRKM5)	ELETROBRAS (ELET6)	LOJAS AMERIC (LAME4)	SUZANO PAPEL (SUZB5)
BR MALLS PAR (BRML3)	ELETROPAULO (ELPL4)	LIGHT S/A (LIGT3)	TRACTEBEL (TBLE3)
BR PROPERT (BRPR3)	EMBRAER (EMBR3)	LOJAS RENNER (LREN3)	TIM PART S/A (TIMP3)
BMFBovespa (BVMF3)	ENERGIAS BR (ENBR3)	MARFRIG (MRFG3)	ULTRAPAR (UGPA3)
CCR SA (CCRO3)	ESTACIO PART (ESTC3)	MRV (MRVE3)	USIMINAS (USIM5)
CESP (CESP6)	EVEN (EVEN3)	NATURA (NATU3)	VALE (VALE3)
CIELO (CIEL3)	FIBRIA (FIBR3)	OI (OIBR4)	VALE (VALE5)
CEMIG (CMIG4)	GAFISA (GFSA3)	P.ACUCAR-CBD (PCAR4)	TELEF BRASIL (VIVT4)
CPFL ENERGIA (CPFE3)	GERDAU (GGBR4)	PDG REALT (PDGR3)	
COPEL (CPL6)	GERDAU MET (GOAU4)	PETROBRAS (PETR3)	

Fonte: As autoras

Fez-se necessário, no entanto, a exclusão de algumas observações, conforme justificado a seguir:

[1] Ambev S/A (ABEV3), BBSeguridade (BBSE3) e Cosan Log (RLOG3): o *site* da BM&FBovespa, utilizado como fonte para a coleta dos dados, não continha informações relacionadas à data de divulgação das demonstrações contábeis das companhias referentes aos anos 2010 e 2011;

[2] Bradesco (BBDC3), Eletrobrás (ELET3), Petrobrás (PETR3) e Vale (VALE3): o Ibovespa é composto tanto pelas ações ordinárias quanto pelas ações preferenciais do Bradesco. Como estas informações se relacionam ao mesmo conjunto de demonstrações contábeis e aos mesmos dados de resultado (lucro ou prejuízo), ao considerar ambas as ações o trabalho estaria se baseando em dados duplicados. Sendo assim, procedeu-se com a exclusão das ações BBDC3, ELET3, PETR3 e VALE3;

[3] Cosan (CSAN3): as demonstrações referentes a 2010, 2011 e 2012 foram publicadas tendo como base o encerramento do exercício em 31/03, ao contrário das demais companhias, cujo encerramento do exercício se deu em 31/12;

[4] Eletrobrás (ELET6) e Rossi Resid (RSID3): as demonstrações contábeis referentes ao ano de 2010 foram divulgadas com uma defasagem muito superior à das demais observações. Dessa forma, a data

de divulgação foi considerada um *outlier* (valor atípico, contaminante) e optou-se por desconsiderar as informações das companhias para a aplicação dos testes estatísticos.

[5] Qualicorp (QUAL3): a Economática®, utilizada como fonte para a coleta dos dados, não continha informações sobre os resultados (lucros e/ou prejuízos) da companhia auferidos nos anos de 2009 (base comparativa) e 2010.

As ações anteriormente descritas foram excluídas no momento da aplicação do teste para a comparação da defasagem média das empresas que apresentaram boas notícias no período de estudo com a defasagem média das empresas que apresentaram más notícias. A amostra final para este teste específico consistiu, portanto, em 59 companhias, de um total de 66.

Adicionalmente, ao realizar o teste de comparação da média dos retornos anormais das empresas com menor defasagem com aquela das empresas com maior defasagem, foi necessário excluir, também, as ações Eletropaulo (ELPL4), Kablin S/A (KLBN11), Kroton (KROT3), Ultrapar (UGPA3) e P.Açucar-CDB (PCAR4), pelo fato de não existirem dados históricos sobre a sua cotação na data de divulgação das demonstrações contábeis, fundamentais para o estudo de eventos utilizado no cálculo dos retornos anormais. Em relação a este aspecto, analisou-se, então, um total de 54 companhias.

3.2 Modelo Estatístico

Para a análise da influência do conteúdo informacional na determinação da data de divulgação das Demonstrações Contábeis, o presente estudo se apoiou na realização de dois Testes de Hipóteses e de um Estudo de Eventos.

O Teste de Hipóteses é um método de Inferência Estatística, no qual, baseado na coleta, análise e tratamento dos dados de uma amostra, são avaliados parâmetros desconhecidos de uma determinada população. Este teste é constituído de hipóteses a serem testadas. Portanto, os seguintes conceitos são fundamentais para a sua aplicação:

- a) Hipótese Nula (H_0): é a hipótese que se assume ser verdadeira para a construção do teste.
- b) Hipótese Alternativa (H_1): é a hipótese a ser considerada caso H_0 não tenha evidência estatística que conduza à sua aceitação.

No que se refere ao Estudo de Eventos, a metodologia é utilizada para viabilizar a mensuração do impacto da divulgação de uma dada informação no valor da empresa, mais especificamente no comportamento dinâmico dos preços e dos retornos dessa companhia nos mercados acionários, considerando a hipótese de eficiência de mercado (Lamounier & Nogueira, 2005).

Inicialmente, buscou-se avaliar se existia diferença significativa entre a defasagem das companhias que divulgaram resultados satisfatórios referentes aos anos de 2010, 2011, 2012 e 2013 (comparativamente aos resultados divulgados no ano imediatamente anterior) em relação à defasagem das companhias que divulgaram más notícias (tratadas aqui como prejuízo ou desempenho inferior em relação ao ano anterior) no mesmo período.

Para isso, a amostra foi dividida em dois grupos: um grupo composto pelas empresas que apresentaram resultado contábil superior ao ano anterior (boa notícia) no período analisado (2010 a 2013) e outro composto por aquelas que apresentaram prejuízo ou resultado contábil inferior ao ano anterior (má notícia).

As hipóteses testadas foram:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad \text{Vs.} \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

Em que:

- a. H0: a defasagem média é igual nos dois grupos analisados;
- b. H1: a defasagem média é diferente nos dois grupos analisados.

Pretendia-se, nesse ponto, comparar as médias através da aplicação do Teste T de Variância Combinada. Para a aplicação deste teste, é necessário examinar previamente se as variâncias das duas amostras são equivalentes, pois esta equivalência é um dos pressupostos do teste. Além disso, deve-se, também, avaliar a normalidade dos dados amostrais.

A avaliação da normalidade dos dados foi feita por meio da aplicação do teste de normalidade de Shapiro Francia. A escolha deste teste foi motivada pelo tamanho da amostra, uma vez que ele consiste em uma adaptação realizada por Shapiro e Francia (1972) no teste de normalidade de Shapiro-Wilk para permitir que fossem utilizadas as mesmas propriedades deste último para examinar a normalidade de grandes amostras (superiores a 30 observações).

Ao testar a hipótese de normalidade dos dados amostrais, no entanto, observou-se a rejeição da hipótese nula (H0). Foi necessária, desse modo, a aplicação do teste U de Mann-Whitney (também chamado de teste de Soma de Postos de Wilcoxon), desenvolvido para possibilitar a comparação de médias quando os dados amostrais não satisfazem às exigências do Teste T de Variância Combinada. Velarde (2007) pontua que este teste é considerado não paramétrico, pois não faz suposição alguma sobre a distribuição dos dados, sendo, em geral, utilizado quando é necessário testar uma média e os dados não apresentam distribuição normal.

O segundo Teste de Hipóteses se iniciou a partir da divisão da amostra utilizando-se como critério a defasagem na divulgação das demonstrações anuais: um grupo contendo as empresas que divulgaram suas informações dentro de um menor espaço de tempo e o outro englobando aquelas que postergaram mais essa divulgação. Para tanto, calculou-se, primeiramente, o valor da defasagem média em cada período. As companhias que divulgaram suas demonstrações num período de tempo inferior à defasagem média, integraram o primeiro grupo; e aquelas que divulgaram suas demonstrações num período de tempo superior à defasagem média, integraram o segundo grupo.

Posteriormente, foi aplicada a metodologia de Estudo de Eventos. Conforme Soares, Rostagno e Soares (2002), uma vez decidida a realização de um Estudo de Eventos, é necessário especificar, inicialmente, o evento de estudo e o momento no qual este evento ocorreu ou ocorrerá. Após esse processo, determina-se a janela do evento, representando o período em que os preços dos títulos das empresas serão analisados. Para tanto, deve-se avaliar quais intervalos de tempo são considerados relevantes para a verificação das alterações.

A denominada linha do tempo de um estudo de eventos (Figura 2) apresenta os seguintes itens, segundo Brito, Batistella e Famá (2004):

- a) Data do evento: data na qual o mercado tomou conhecimento da ocorrência do evento;
- b) Janela de Estimção: período anterior à data do evento, utilizado para cálculo dos coeficientes que serão utilizados para a estimção dos retornos normais;

- c) Janela do evento: período no qual calcula-se a diferença entre o retorno esperado e o retorno efetivo, correspondente ao retorno anormal;
- d) Janela de Comparação: período posterior ao evento, utilizado para verificar se o retorno das ações voltou à normalidade com a passagem do tempo.

Figura 2: Linha do Tempo do Estudo de Eventos



Fonte: Takamatsu, Lamounier e Colauto (2008)

Neste estudo, a janela de estimação foi composta por 50 dias de negociação na BM&FBovespa. Autores como Benninga e Czaczkes (2000) defendem a adequação de pelos menos 252 dias (pregões de um ano) na janela de estimação. Contudo, a utilização de 50 dias para a estimação de retornos normais foi justificada pela presença de divulgação de demonstrações financeiras trimestrais, que poderiam interferir no padrão tido como normalidade, uma vez que se observaram outros eventos de mesmo cunho no período em que os retornos foram considerados 'normais'.

O procedimento *trade-to-trade* foi adotado desprezando os dias sem negociação e utilizando as taxas de retornos efetivamente observadas, com adaptações dos processos de estimação e dos testes estatísticos. A data do evento, por sua vez, consistiu na data de divulgação das demonstrações contábeis referentes aos anos de 2010, 2011, 2012 e 2013 e a janela do evento foi formada por onze dias, sendo cinco dias anteriores e cinco posteriores ao evento. Segundo Camargos e Barbosa (2003) o cálculo dos retornos normais pode-se dar pela maneira tradicional ou logarítmica, dependendo da visão do pesquisador sobre a dinâmica informacional da reação do mercado à chegada de informações. Nesta pesquisa, adotou-se um regime de capitalização contínuo, em que retornos individuais (R_{it}) são calculados por:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1)$$

Sendo P_t e P_{t-1} o preço da ação no período t e o preço da ação no período $t - 1$, respectivamente.

Conforme recomenda Mackinlay (1997), não houve sobreposição entre a janela de estimação e a janela do evento em nenhuma das observações analisadas, de modo a evitar que o evento influencie no cálculo dos coeficientes.

Os retornos anormais foram calculados através do Modelo Ajustado ao Risco de Mercado, um modelo econômico que se embasa tanto em pressupostos estatísticos quanto nas restrições impostas pela teoria econômica. Segundo Takamatsu, Lamounier e Colauto (2008), este modelo assume os pressupostos de que os retornos dos ativos são independentes e se distribuem identicamente ao longo do tempo e admite que os retornos anormais (AR_{it}) são observados pela divergência dos retornos individuais (R_{it}) efetivamente ocorridos em relação ao retorno do portfólio do mercado (R_{mt}), calculados por um modelo de fator simples. A estimação dos coeficientes do modelo (IIIe II) é feita através da aplicação do método dos mínimos quadrados.

Por meio deste modelo, os retornos anormais seriam dados por:

$$AR_{it} = \varepsilon_i = R_{it} - \alpha_i - \beta_i R_{mt} \quad (2)$$

Pela análise da fórmula apresentada, percebe-se que o cálculo dos retornos anormais AR_{it} é precedido da estimação dos retornos normais R_{it} . Estes seriam obtidos pela seguinte fórmula:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Adicionalmente, Takamatsu, Lamounier e Colauto (2008) afirmam que os efeitos do evento podem ser melhor analisados por meio da acumulação dos retornos anormais, uma vez que esta fornece informações acerca da trajetória seguida pelos retornos em um período de tempo mais significativo para fins de análise.

Sobre as técnicas de agregação temporal dos retornos anormais, Camargos e Barbosa (2003) mencionam que elas se tornam necessárias em razão da dificuldade que pode existir em determinar a exata data em que o mercado recebeu as informações do evento. Assim, acumulam-se os retornos anormais nos dias próximos ao evento estudado.

No presente trabalho, foram acumulados o retorno da data de ocorrência do evento, ou seja, da data de divulgação da demonstração contábil, e o retorno do dia posterior ao evento. Os retornos anormais acumulados para o título i , ao longo do tempo, podem ser obtidos pela fórmula:

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{it} \quad (4)$$

Uma vez calculados os retornos anormais acumulados de ambos os grupos, foi aplicado novamente o Teste de Mann-Whitney para avaliar se existe diferença significativa entre a média dos retornos anormais das companhias com menor defasagem comparativamente à média dos retornos anormais das companhias com maior defasagem.

Neste caso, as hipóteses testadas foram:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad \text{Vs.} \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

Em que:

- a. H_0 : as médias dos retornos anormais são iguais nos dois grupos analisados;
- b. H_1 : as médias dos retornos anormais são diferentes nos dois grupos analisados.

A aplicação dos testes tinha como objetivo encontrar resultados condizentes com as hipóteses de que o conteúdo informacional motiva o processo decisório dos gestores no que diz respeito à escolha do momento de divulgação de suas demonstrações contábeis e demais informações relevantes, além do fato de que esta defasagem impacta os retornos anormais obtidos pelas companhias.

4 Análise e Interpretação dos Dados

Procedeu-se, inicialmente, à aplicação do teste de normalidade de Shapiro Francia para a avaliação da distribuição dos dados relacionados ao tempo decorrente entre o fechamento do exercício e a divulgação das demonstrações contábeis, para posterior comparação entre as empresas que divulgaram boas notícias com aquelas que divulgaram más notícias. O teste em questão encontra-se detalhado na Tabela 1.

Tabela 1:

Teste de Normalidade da Defasagem das “Boas Notícias” e “Más Notícias”
Teste W' de Normalidade de Dados de Shapiro-Francia

Variável	Obs	W'	V'	z	Prob>z
BNOTICIAS	148	0.97656	2.956	2.198	0.01399
MNOTICIAS	88	0.97688	1.895	1.252	0.10520

Fonte: resultados da pesquisa.

A hipótese nula deste teste é a normalidade. No que diz respeito ao grupo de “boas notícias”, o valor-p encontrado (0,01) foi inferior ao nível de significância estabelecido na pesquisa (0,05), o que resulta na rejeição da hipótese nula e, portanto, na conclusão de que os dados não seguem uma distribuição normal. Por outro lado, no que se refere ao grupo “más notícias”, o valor-p encontrado (0,10) foi superior ao nível de significância estabelecido (0,05), culminando na não rejeição da hipótese de normalidade e, portanto, na conclusão de que os dados seguem uma distribuição normal.

Tendo em vista os resultados divergentes e a não normalidade do grupo “boas notícias” que inviabiliza a utilização do Teste T de Variância Combinada, optou-se por realizar o teste não paramétrico de Mann-Whitney (teste de Soma de Postos de Wilcoxon) para duas amostras independentes, a fim de comparar as médias dos dois grupos selecionados.

Na Tabela 2, apresentam-se os resultados obtidos por meio da comparação da média das duas amostras utilizando a metodologia proposta:

Tabela 2:

Teste de Comparação de Médias da Defasagem de “Boas Notícias” e “Más Notícias”
Teste U' de Mann-Whitney (teste de Soma de Postos de Wilcoxon) para duas amostras

Grupo	Obs	Soma de Postos	Esperado
1	148	16593	17538
2	88	11373	10428
Combinado	236	27966	27966

Variância não ajustada 257224.00

Ajuste para vinculação -159.81

Variância ajustada 257064.19

$H_0: \text{TEMPO (GRUPO==1)} = \text{TEMPO (GRUPO==2)}$

$z = -1.864$

$\text{Prob} > |z| = 0.0623$

Fonte: resultados da pesquisa.

A hipótese nula do teste U de Mann-Whitney é a igualdade das médias do grupo composto pela defasagem das companhias que divulgaram “boas notícias” e do grupo composto pela defasagem das companhias que divulgaram “más notícias”. Uma vez que o valor-p (0,06) foi superior ao nível de significância estabelecido (0,05), não se rejeita H_0 e, portanto, conclui-se que as médias dos grupos são estatisticamente equivalentes.

É importante salientar, no entanto, que caso o nível de confiança estabelecido no trabalho fosse de 90% e, portanto, o nível de significância fosse 0,10, a hipótese nula seria rejeitada e inferir-se-ia que existe diferença estatisticamente significativa entre o período de divulgação de “boas notícias” comparativamente ao período de divulgação de “más notícias”, corroborando a hipótese norteadora deste trabalho de que o conteúdo informacional impacta na tempestividade das companhias.

Begley e Fisher (1998) utilizaram um modelo de regressão no qual as “boas notícias” foram representadas por uma variável dummy, para avaliar se as “boas notícias” foram divulgadas antecipadamente. O coeficiente desta variável, conforme previsto, foi considerado estatisticamente significativo e negativo, indicando que o conteúdo informacional poderia ser utilizado como variável explicativa da defasagem na divulgação das demonstrações contábeis e, adicionalmente, que os anúncios de lucros e/ou resultados superiores aos verificados nos períodos anteriores contribuíam para a redução dessa defasagem e, conseqüentemente, para uma maior tempestividade.

Cabe acrescentar, no entanto, que o coeficiente de determinação ($R^2 = 4\%$) obtido no modelo adotado pelos autores indicou que uma variação substancial no tempo decorrente entre o encerramento do exercício e a divulgação das demonstrações contábeis é explicado por outros fatores alheios ao conteúdo informacional, o que sugere a adição de outras variáveis ao modelo.

Kirch, Lima e Terra (2012) definiram em seu modelo de regressão duas variáveis explicativas relacionadas ao conteúdo informacional: prejuízo (*proxy* representativa das “más notícias”) e variação positiva no Lucro por Ação (*proxy* representativa das “boas notícias”) como possíveis determinantes da defasagem na divulgação das demonstrações contábeis. O coeficiente da variável “Prejuízo” obtido, conforme suposição dos autores, foi positivo e considerado estatisticamente significativo, indicando um maior atraso na divulgação de “más notícias”. O coeficiente da variável “Boas Notícias”, por sua vez, foi negativo como era esperado, porém estatisticamente insignificante. Tal falta de significância foi, no entanto, atribuída por Kirch, Lima e Terra (2012) à inclusão simultânea da variável “Prejuízo”.

Partindo para a análise dos retornos anormais, realizou-se, primeiramente, o teste de normalidade de Shapiro Francia para a avaliação da distribuição dos dados relacionados aos retornos anormais das empresas tempestivas e das empresas intempestivas, conforme evidenciado na Tabela 3.

Tabela 3:

Teste de Normalidade dos Retornos Anormais Acumulados das Companhias Tempestivas e Intempestivas
Teste W' de Normalidade de Dados de Shapiro-Francia

Variável	Obs	W'	V'	z	Prob> z
CAR_T	108	0.97522	2.403	1.742	0.04078
CAR_I	108	0.94662	5.177	3.266	0.00055

Fonte: resultados da pesquisa.

Verificou-se que, tanto o valor-p do grupo de retornos anormais das empresas tempestivas (0,04), quanto o valor-p do grupo das empresas intempestivas (0,01) foi inferior ao nível de significância estabelecido na pesquisa (0,05), rejeitando-se a hipótese nula de ambos os grupos e, portanto, permitindo concluir que os dados não seguem a distribuição normal.

Novamente, o resultado do teste não se adequa ao pressuposto de normalidade dos dados requerido pelo teste T de Variância Combinada, o que sugere a utilização do teste não paramétrico de Mann-Whitney (teste de Soma de Postos de Wilcoxon) para a comparação da média dos retornos anormais acumulados das empresas tempestivas com a média dos retornos anormais acumulados das empresas intempestivas.

Na Tabela 4, observam-se os resultados obtidos por meio da comparação da média das duas amostras utilizando a metodologia proposta:

Tabela 4:

Teste de Comparação de Médias dos Retornos Anormais Acumulados das Companhias Tempestivas e Intempestivas

Teste U' de Mann-Whitney (teste de Soma de Postos de Wilcoxon) para duas amostras

Grupo	Obs	Soma de Postos	Esperado
1	108	11826	11718
2	108	11610	11718
Combinado	216	23436	23436

Variância não ajustada 210924.00

Ajuste para vinculação -0.00

Variância ajustada 210924.00

$H_0: CAR (GRUPO==1) = CAR (GRUPO==2)$

$z = 0.235$

Prob > |z| = 0.8141

Fonte: resultados da pesquisa.

O valor-p do referido teste (0,81) foi superior ao nível de significância estabelecido (0,05), de modo que a hipótese nula (H_0) não deve ser rejeitada. Infere-se, portanto, que na amostra analisada, não existe diferença estatisticamente significativa entre a média dos retornos anormais acumulados das companhias que divulgaram suas demonstrações contábeis em um menor prazo após o fechamento do exercício (maior tempestividade) comparativamente à média dos retornos anormais acumulados das companhias que divulgaram suas demonstrações contábeis com maior defasagem (menor tempestividade).

Kross e Schroeder (1984) utilizaram o teste U de Mann-Whitney para avaliação do impacto da tempestividade nos retornos de 297 companhias pertencentes à Bolsa de Valores de Nova Iorque (*New York Stock Exchange*), objetivando comparar a média dos retornos anormais do quartil composto pelas empresas cujas demonstrações foram divulgadas mais rapidamente com o quartil composto pelas empresas cujas demonstrações foram divulgadas mais tardiamente, e concluíram que os retornos anormais do primeiro grupo foram significativamente superiores aos retornos anormais do segundo grupo.

Mais recentemente, Chen, Cheng e Gao (2005), aplicaram a metodologia de Estudo de Eventos e o mesmo teste (teste U de Mann Whitney) para comparar os retornos anormais acumulados das empresas que compõe o mercado de ações chinês (3.802 observações coletadas no período de 1995 a 2002), tratando como tempestivas aquelas que divulgaram suas demonstrações em janeiro e fevereiro e intempestivas aquelas que divulgaram suas demonstrações em março e abril, uma vez que o prazo preconizado pela Comissão de Regulação de Valores Mobiliários da China (*China Securities Regulatory Commission*) para a ocorrência desta divulgação é o final de abril de cada ano. Os resultados obtidos conduziram à rejeição da hipótese nula pré-estabelecida e, portanto, forneceram, assim como no estudo conduzido por Kross e Schroeder (1984), suporte empírico para corroborar a hipótese alternativa que argumentava que anúncios mais tempestivos tendem a surpreender mais o mercado e, com isso, estimular uma reação maior em termos de retornos anormais.

5 Considerações Finais

O presente trabalho se propôs a examinar o impacto do conteúdo informacional na determinação do momento de divulgação das Demonstrações Contábeis Anuais das companhias abertas brasileiras. Além disso, pretendia avaliar se as empresas que optaram por antecipar esta divulgação foram beneficiadas pela obtenção de maiores retornos anormais na cotação de suas ações.

Para atingir os objetivos pré-estabelecidos, foram coletados dados sobre a data de divulgação e o resultado (lucro ou prejuízo) de 59 empresas integrantes do IBOVESPA no período de 2010 a 2013, resultando

em 236 observações; e calculados os retornos anormais acumulados (0,1) de 54, das 59 companhias no mesmo período, o que resultou em 216 observações.

Os resultados obtidos por meio da aplicação das metodologias de Estudo de Eventos e teste U de Mann-Whitney contrariaram as expectativas teóricas, sendo divergentes dos alcançados previamente por Givoly e Palmon (1982), Chambers e Penman (1984) e Bowen *et al.* (1992) ao analisarem os retornos anormais das ações e o efeito do conteúdo informacional na tempestividade da divulgação das demonstrações das companhias pertencentes a mercados considerados bem desenvolvidos, que sugeriam que “más notícias” eram divulgadas tardiamente e que empresas mais tempestivas alcançavam retornos anormais superiores comparativamente às intempestivas ao anunciar seus resultados.

Concluiu-se, portanto, que na amostra analisada neste estudo, as “boas notícias” são divulgadas em tempo estatisticamente equivalente ao da divulgação de “más notícias” e, adicionalmente, que os retornos anormais acumulados das empresas que divulgaram suas demonstrações contábeis em um menor período de tempo são estatisticamente iguais aos daquelas que postergaram esse anúncio. Dessa maneira, obtiveram-se indícios de que a divulgação das informações pode ter sido influenciada por outros fatores que não o conteúdo das informações contábeis em si, especificamente classificando as empresas pelo lucro angariado no exercício, resultando em uma segregação dessas entre companhias com “boas notícias” e “más notícias”. Cabe ressaltar que os resultados estão restritos à amostra utilizada, considerando-se o período e as empresas analisadas. Ainda, destaca-se como limitação do trabalho a utilização de uma janela de estimação de 50 dias. A opção por uma janela curta de estimação poderia interferir nos parâmetros de inclinação do intercepto da regressão e, por consequência, no retorno anormal estimado. Assim, a adoção desse procedimento poderia ter ampliado a possibilidade do erro tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula quando ela deveria ter sido aceita. Porém, mesmo com uma janela de estimação curta, os resultados indicaram a não rejeição da hipótese nula. Ainda assim, destaca-se como possibilidade de futuros estudos a ampliação da janela de estimação, para que os resultados sejam comparados e as conclusões sejam consolidadas.

Para futuras pesquisas, sugere-se uma análise mais profunda dos possíveis fatores que possam influenciar o período de divulgação dos resultados. Dentre esses fatores, destacam-se o período em que empresas concorrentes apresentam seus resultados ao público. Além disso, o conteúdo das demonstrações contábeis pode ser dissecado mais a fundo, levando-se em consideração informações adicionais, além da lucratividade final alcançada pela firma. Por fim, destaca-se a existência de outras métricas para a determinação do lucro esperado da empresa. Estabelecer qual o lucro esperado para a firma no exercício interfere diretamente na segregação das empresas entre os grupos de companhias com “boas notícias” ou “más notícias”. A utilização de técnicas distintas, como, por exemplo, a análise de séries temporais, pode culminar em resultados distintos aos alcançados pelo presente estudo.

Referências

- Akerlof, G. A. (1970). The Market for Lemons: Quality Uncertainty and The Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 84, p. 488-500.
- Atiase, R. K., Bamber, L. S., & Tse, S. (1987). Timeliness of financial reporting, the firm size effect, and stock price reactions to annual earnings announcements. *Contemporary Accounting Research*. v. 5, n. 2, p. 526-552.
- Balatbat, M., Gallery, G., & Jackson, A. B. (2011). *The Strategic Timing of Management Earnings*. Austrália.
- Barossi-Filho, M., Achar, J. A., & Souza, R. M. (2010). Modelos de volatilidade estocástica em séries financeiras: uma aplicação para o IBOVESPA. *Economia Aplicada*, v.14, n.1 Ribeirão Preto, jan./mar.
- Beaver, W. H. (1968). The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*. Supplement, p. 67-92.
- Beaver, W. H. (1998). *Financial reporting an accounting revolution*. 3 ed. New Jersey: Prentice Hall.

- Begley, J., & Fischer, P. E. (1998). Is there information in an earnings announcement delay? *Review of Accounting Studies*, v. 3, n. 4, p. 347-363.
- Benninga, S., & Czapczkes, B. (2000). *Financial modeling*. MIT press.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. (2000). *Fundamentos de Investimentos*. 3 ed. Porto Alegre: Bookman.
- Bowen, R. M., Johnson, M. F., Shevlin, T., & Shores, D. (1992). Determinants of the Timing of Quarterly Earnings Announcements. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, p.325-422.
- BM&FBOVESPA. *Índice BOVESPA – IBOVESPA*. 2014. Disponível em: < <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoIndice.aspx?Indice=IBOVESPA&idioma=pt-br>>. Acesso em 20 abr. 2014.
- Byrns, R. T., & Stone, G. W. (1996). *Microeconomia*. São Paulo: Makron Books.
- Brito, G. A. S., Batistella, F. D., & Famá, R. (2004). *Fusões e aquisições no setor bancário: avaliação empírica do efeito sobre o valor das ações*. São Paulo.
- Camargos, M. A., & Barbosa, F. V. (2003). Estudo de eventos: teoria e operacionalização. *Caderno de Pesquisas em Administração*. São Paulo, v. 10, n. 3, jul./ set.
- Camargos, M. A., & Romero, J. A. R. (2006). Análise empírica da reação do mercado de capitais brasileiro a eventos corporativos: teste conjunto da hipótese de eficiência do mercado. *Revista de Gestão USP*, v. 13, n. 3, p. 57-74. São Paulo.
- Chen, G., Cheng, L. T. W., & Gao, N. (2005). Information Content and Timing of Earnings Announcements. *Journal of Business Finance & Accounting*, v. 32, n. 1 & 2, p. 65-95, jan./mar.
- CPC, Comitê de Pronunciamentos Contábeis. *Pronunciamento Conceitual Básico (R1)*. 2011. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br/port/audi/ed1111snc.pdf>> Acesso em: 20 abr. 2014.
- Cordeiro, G. M. (1986). Modelos Lineares Generalizados. In: VII SINAPE, 1986. *Anais...* UNICAMP.
- Doane, D. P., & Seward, L. E. (2008). *Estatística Aplicada à Administração e à Economia*. Seward. São Paulo: McGraw Hill Brasil.
- Financial Accounting Standards Board. (1980). *Statement of Accounting Concepts No. 2*.
- Foster, G. (1981). Intra-Industry Information Transfers Associated with Earnings Releases. *Journal of Accounting and Economics* 3, p. 201-32.
- Givoly, D., & Palmon, D. (1982). Timeliness of annual earnings announcements: some empirical evidence. *The Accounting Review*, v. 57, n. 3, p. 486-508.
- Haw, I-M., Qi, D., & Wu, W. (2000). Timeliness of Annual Report Releases and Market Reaction to Earnings Announcements in an Emerging Capital Market: The Case of China. *Journal of International Financial Management & Accounting*, v. 11, n. 2, p. 108-131.
- Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting & Economics*, v. 31, p. 405-440. Philadelphia.
- Hendriksen, E. S., & Van Breda, M. F. (1999). *Teoria da contabilidade*. São Paulo: Atlas.
- IASC - International Accounting Standards Committee. (2002). *Normas internacionais de contabilidade 2001*. São Paulo: IBRACON.
- Iudícibus, S. (2000). *Teoria da contabilidade*. 6. ed. São Paulo: Atlas.
- Iudícibus, S., & Marion, J. C. (1999). *Introdução à teoria da contabilidade para o nível de graduação*. São Paulo: Atlas.
- Iudícibus, S., Martins, E., & Carvalho, L. N. (2005). Contabilidade: Aspectos Relevantes da Epopéia de sua Evolução. *Revista Contabilidade Financeira – USP*, São Paulo, n. 38, p. 7 – 19, maio/ago.
- Kirch, G., Lima, J. B. N., & Terra, P. R. S. (2011). Determinantes da Defasagem na Divulgação das Demonstrações Contábeis das Companhias Abertas Brasileiras. *Revista de Contabilidade e Finanças da USP*, v. 23, n. 60, p. 173-186. São Paulo.
- Kross, W. (1982). Profitability, Earnings Announcement Time Lags, and Stock Prices. *Journal of Business Finance & Accounting*. v. 9, n. 3., p. 313-328.
- Kross, W., & Schroeder, D. A. (1984). An Empirical Investigation of the Effect of Quarterly Earnings Announcement Timing on Stock Returns. *Journal of Accounting Research*. v. 22, n. 1.
- Kroetz, C. E., & Cosenza, J. P. (2003). Considerações sobre a eficácia do valor adicionado para a mensuração do resultado econômico e social. In: IX Convenção de Contabilidade do Rio Grande do Sul. *Anais...* Gramado.

- Lamounier, W. M., & Nogueira, E. M. (2005). Estudo de Eventos: Procedimentos e Estudos Empíricos. In: II Seminário de Gestão de Negócios, 2005, Curitiba. *Anais... II Seminário de Gestão de Negócios - Um Enfoque Acadêmico da Realidade Empresarial*.
- Lopes, A. B. (2004). A teoria dos contratos, governança corporativa e Contabilidade. In: IUDÍCIBUS, Sérgio; LOPES, Alessandro Broedel. *Teoria avançada da Contabilidade*. São Paulo: Editora Atlas.
- Lopes, A. B., & Martins, E. (2005). *Teoria da Contabilidade: Uma Nova Abordagem*. São Paulo: Atlas.
- Maia, W. N. P. (2008). *Seguro da agricultura familiar: identificação de limites e propostas para sua sustentabilidade a partir da teoria da assimetria de informação*. Dissertação (Mestrado). Brasília.
- Mackinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, USA, v.35, n.1, p.13-39, mar.
- Marion, J. C. (2004). *Contabilidade básica*. 7. ed. São Paulo: Atlas.
- Shapiro, S. S., & Francia, R. S. (1972). An approximate analysis of variance test for normality. *Journal of the American Statistical Association*, v. 67, n. 337.
- Silva, R. L. M., Figueira, L. M., Pereira, L. T. O. A., & Ribeiro, M. S. (2013). CPC 29: Uma Análise dos Requisitos de Divulgação entre Empresa de Capital Aberto e Fechado do Setor de Agronegócios. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, v. 8, n. 1, p. 26-49.
- Skinner, D. J. (1994). Why firms voluntarily disclose bad-news. *Journal of Accounting Research*, v. 32, n. 1, p. 38-61.
- 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. *Anais... Salvador-BA, ANPAD*. CD-ROM.
- Takamatsu, R. T., Lamounier, W. M., & Colauto, R. D. (2008). Impactos da divulgação de prejuízos nos retornos de ações de companhias participantes do Ibovespa. *Revista Universo Contábil*, v. 4, n. 1, p. 46-63. Santa Catarina.
- Velarde, L. G. C. (2007). *Noções de Bioestatística*. Rio de Janeiro.

DADOS DOS AUTORES

Lilian Menezes Diniz Paixão

Bacharel em Ciências Contábeis pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)
Endereço: Av. Antônio Carlos, 6627, Pampulha
CEP: 31270-901- Belo Horizonte/MG - Brasil
E-mail: lilianmdp@gmail.com
Telefone: (31) 3409-7060

Bruna Camargos Avelino

Doutoranda em Controladoria e Contabilidade pela FEA/USP
Professora Assistente do Departamento de Ciências Contábeis da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)
Endereço: Av. Antônio Carlos, 6627, Pampulha
CEP: 31270-901- Belo Horizonte/MG - Brasil
E-mail: bcavelino@gmail.com
Telefone: (31) 3409-7266

Renata Turola Takamatsu

Doutora em Controladoria e Contabilidade pela FEA/USP
Professora do Mestrado em Controladoria e Contabilidade da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)
Endereço: Av. Antônio Carlos, 6627, Pampulha
CEP: 31270-901- Belo Horizonte/MG - Brasil
E-mail: rettakamatsu@gmail.com
Telefone: (31) 3409-7274

Contribuição das Autoras:

Contribuição	Lílian Paixão	Bruna Avelino	Renata Takamatsu
1. Concepção do assunto e tema da pesquisa	√		√
2. Definição do problema de pesquisa	√	√	√
3. Desenvolvimento das hipóteses e constructos da pesquisa (trabalhos teórico-empíricos)	√	√	√
4. Desenvolvimento das proposições teóricas (trabalhos teóricos os ensaios teóricos)			
5. Desenvolvimento da plataforma teórica	√	√	√
6. Delineamento dos procedimentos metodológicos	√	√	√
7. Processo de coleta de dados	√		
8. Análises estatísticas	√	√	√
9. Análises e interpretações dos dados coletados	√	√	√
10. Considerações finais ou conclusões da pesquisa	√	√	√
11. Revisão crítica do manuscrito		√	√
12. Redação do manuscrito	√	√	√