



Revista de Contabilidade e Organizações  
ISSN: 1982-6486  
rco@usp.br  
Universidade de São Paulo  
Brasil

Portugal Barcellos, Leonardo; Vieira da Costa Júnior, Jorge; Da Costa Laurence, Luiz  
Determinantes do Prazo de Divulgação das Demonstrações Contábeis das Companhias Não  
Financeiras Listadas na Bovespa  
Revista de Contabilidade e Organizações, vol. 8, núm. 20, 2014, pp. 84-100  
Universidade de São Paulo  
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=235232409007>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

## Determinantes do Prazo de Divulgação das Demonstrações Contábeis das Companhias Não Financeiras Listadas na Bovespa

Leonardo Portugal Barcellos<sup>a</sup>; Jorge Vieira da Costa Júnior<sup>b</sup>; Luiz da Costa Laurence<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Faculdade de Administração e Ciências Contábeis, Universidade Federal do Rio de Janeiro - UFRJ.

<sup>b</sup> Comissão de Valores Mobiliários - CVM.

### Informações do Artigo

#### Histórico do Artigo

Recebido: 19 Dezembro 2013

Aceito: 28 Março 2014

#### Palavras chave:

Timeliness

Demonstrações contábeis

Tempestividade

Dados em painel

Dados em corte transversal.

### Resumo

Esta pesquisa teve o propósito principal de fornecer evidências empíricas acerca dos fatores que influenciam as decisões dos gestores quanto ao prazo de divulgação das demonstrações contábeis anuais das companhias não financeiras listadas na BM&FBOVESPA. O prazo de divulgação, chamado defasagem, foi medido como o intervalo em dias entre o encerramento do exercício social e a data da primeira apresentação das Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFPs). O foco da pesquisa foi a influência, sobre a defasagem, dos seguintes fatores não observáveis: monitoramento, complexidade contábil, governança corporativa, relatório de auditoria e performance. Para a consecução dos objetivos, foram estimados modelos econométricos por meio dos métodos: (i) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com dados em corte transversal; (ii) MQO com dados agrupados (OLS pooled); e (iii) painel de dados. Os testes foram aplicados sobre um painel balanceado de dados, ou seja, 644 observações de 322 companhias, referentes aos exercícios 2010 e 2011. Os resultados das estimativas revelaram que tendem a divulgar mais rapidamente companhias: (i) com maior número de acionistas; (ii) com maior nível de endividamento; (iii) que aderiram a um entre os níveis diferenciados de governança corporativa da BM&FBOVESPA; (iv) que possuem maiores proporções de diretores independentes na composição da diretoria (board); e (v) que foram auditadas por uma entre as firmas de auditoria do grupo Big-4. Por outro lado, constatou-se que tendem a atrasar companhias que: (i) estão sujeitas à consolidação de balanços; (ii) tiveram suas demonstrações contábeis ressalvadas pelos auditores independentes; (iii) e que registraram resultados negativos (prejuízos).

Copyright © 2014 FEA-RP/USP. Todos os direitos reservados

## 1. INTRODUÇÃO

Lugar central na pesquisa contábil recente é ocupado pelo tema relevância das informações contábeis, de modo que a literatura acadêmica vem prestando importantes contribuições para a compreensão das escolhas que permeiam o processo de divulgação (*disclosure*). Nesse contexto, o momento (*timing*) em que as demonstrações contábeis são divulgadas consiste em uma das escolhas, sob responsabilidade dos

gestores, que afeta diretamente o aspecto da relevância, conforme estabelecido pelos órgãos formuladores de padrões contábeis e comprovado por estudos anteriores (BEGLEY; FISHER, 1998; CHAMBERS; PENMAN, 1984; GIVOLY; PALMON, 1982; KROSS; SCHROEDER, 1984).

A escolha dos gestores em relação ao momento da divulgação não é totalmente discricionária, havendo limite temporal tanto inferior quanto superior para que as demonstrações contábeis sejam tornadas públicas. Em relação ao prazo mínimo, repetindo o que ocorre em grande parte dos mercados regulados, não há, no Brasil, qualquer ato normativo a respeito. No entanto, estima-se que alguns fatores influenciem o prazo necessário para que as informações estejam prontas para serem divulgadas.

Corresponding author

E-mail : L. P. Barcellos (lpbarcellos@gmail.com)

Por outro lado, o limite superior é regulado pela Lei das Sociedades por Ações (Lei n.º 6.404, de 15 de dezembro de 1976), que, ao tratar da Assembleia Geral Ordinária (AGO) em seus artigos 132 e 133, de forma indireta, estabelece prazo legal de três meses, a contar do encerramento do exercício, para a divulgação das demonstrações contábeis (BRASIL, 1976a). Adicionalmente, a Comissão de Valores Mobiliários (CVM), por meio da Instrução CVM n. 480/09, foi direta ao estabelecer prazo infralegal para as sociedades por ações emissoras de valores mobiliários que coincide com o prazo legal indiretamente fixado (BRASIL, 2009).

Sendo assim, no período compreendido entre o encerramento do processo de elaboração das demonstrações contábeis e o prazo normativo descrito, os gestores são livres para escolher o momento para a divulgação. Diante dessa margem discricionária conferida aos gestores e considerando que estes tendem a agir de forma oportunística, segundo a premissa básica que orienta a pesquisa contábil positiva<sup>1</sup>, tem-se que a escolha do momento para o *disclosure* será determinada pelos incentivos existentes para antecipá-lo ou atrasá-lo.

Diante disso, o objetivo deste estudo é fornecer evidências empíricas acerca dos fatores que influenciam o momento de divulgação das demonstrações contábeis no Brasil. Adicionalmente, visa-se identificar padrões setoriais a respeito do *timing* das divulgações e verificar a observância, das companhias estudadas, aos normativos sobre a matéria.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Relevância da informação contábil e o *timing* do disclosure

<sup>1</sup> Os termos pesquisa contábil positiva, literatura positiva e similares empregados ao longo deste estudo fazem referência à linha de pesquisa que toma como base a Teoria Positiva da Contabilidade, que, segundo Júdiceus e Lopes (2004), “[...] tem por finalidade fornecer subsídios para explicar e predizer determinados fenômenos [...]”.

A tempestividade é uma das características qualitativas da informação contábil que influencia sua relevância, uma vez que a informação deve estar disponível a tempo de ser capaz de influenciar as decisões de seus usuários. Assim, quanto maior a defasagem entre o fim do exercício e a divulgação das respectivas demonstrações contábeis, menor será a relevância da informação produzida (IASB, 2010).

Acerca da relação entre tempestividade e relevância, o *Financial Accounting Standard Board* (FASB), em seu *Financial Accounting Concepts n. 2* (parágrafo 56), manifesta-se no sentido de que, isoladamente, a tempestividade da informação contábil não garante sua relevância, no entanto, sua ausência é capaz de furtar a relevância que a informação teria caso divulgada no devido momento (FASB, 1980).

Em estudo que marcou a gênese da pesquisa empírica na área contábil, Beaver (1968, p. 74) já enaltecia a importância da tempestividade das informações contábeis ao sugerir que investidores tendem a atrasar suas negociações no mercado acionário e todas as demais decisões correlatas até que as demonstrações contábeis sejam divulgadas.

Estudos empíricos demonstraram que, de fato, a relevância das demonstrações contábeis está inversamente relacionada à defasagem das respectivas divulgações, de modo que, quanto maiores as defasagens, maiores as chances de as informações contidas nas demonstrações serem antecipadas por outras fontes, sendo, portanto, substituídas. Ou seja, maiores lapsos entre o fim do exercício e a divulgação das respectivas informações contábeis favorecem a ação de *insiders* (CHAMBERS; PENMAN, 1984; GIVOLY; PALMON, 1984).

### 2.2 Estudos anteriores

A literatura reconhece Dyer e McHugh (1975) como os primeiros a estudar a associação entre *timing* e determinados atributos das companhias (BROWN;

DOBBIE; JACKSON, 2011; DARDOR, 2009; OWUSU-ANSAH, 2000). A partir de dados referentes a 120 empresas listadas na *Sydney Stock Exchange* (bolsa de valores australiana), cobrindo o período entre 1965 e 1971, Dyer e McHugh (1975) investigaram a relação entre as defasagens (dos relatórios de auditoria e das demonstrações contábeis anuais) e os atributos: porte, data de encerramento do exercício e rentabilidade. A então incipiente linha de pesquisa ganhou a contribuição de Courtis (1976), que estendeu a nova abordagem com o acréscimo dos atributos setor de atividade, número de acionistas e número de páginas do relatório anual divulgado, mantendo o porte como variável.

Gilling (1977), ao avançar sobre as análises de Courtis (1976), introduziu novos horizontes para a pesquisa do tema, ressaltando a importância do papel desempenhado pelos auditores independentes para o *timing* das demonstrações contábeis. Esse novo parâmetro de análise com foco voltado para os trabalhos de auditoria foi levado adiante por Davies e Whittred (1980), que frisam a importância da interação dos atributos específicos das empresas com os fatores relacionados ao processo de auditoria.

Um importante marco na evolução da linha de pesquisa examinada foi o estudo de Givoly e Palmon (1982), precursores na aplicação de modelo de regressão multivariada para a análise dos determinantes da defasagem das demonstrações contábeis. Esses autores pregavam que o nível de rentabilidade não seria apropriado para captar as percepções (surpresas) de gestores e investidores em relação aos números reportados, o que somente seria possível a partir do emprego da diferença entre o resultado observado e o esperado (boas notícias ou más notícias). A métrica escolhida como *proxy* para o resultado esperado foi o consenso (média) das previsões dos analistas de mercado disponíveis na publicação semanal *S&P's Earning Forecaster*.

A importância do *timing* dos relatórios de auditoria, ressaltada por Gilling (1977), Davies e Whittred (1980) e Givoly e Palmon (1982), parece ter exercido influência sobre as pesquisas subsequentes, visto que esse foi o enfoque dos estudos de Ashton, Willinghan e Elliott (1987), Ashton, Graul e Newton (1989), Newton e Ashton (1989), Carslaw e Kaplan (1991), entre outros que marcaram a evolução da literatura nas décadas de 1980 e 1990.

Referência	Amostra	Período
Owusu-Ansah (2000)	47 empresas não financeiras listadas na bolsa de valores do Zimbábue ( <i>Zimbabwe Stock Exchange - ZSE</i> ).	1994
Sengupta (2004)	11.071 observações de empresas oriundas de diferentes nacionalidades, sendo que o número de empresas não foi identificado. Os dados utilizados na pesquisa foram coletados das bases <i>First Call</i> , <i>COMPUSTAT</i> e <i>CRSP</i> .	1995 - 2000
Lima e Terra (2005)	3.280 observações de empresas abertas listadas na Bovespa cujos títulos atenderam ao critério de liquidez em bolsa superior a 0,015, sendo que o número de empresas não foi identificado.	1995 - 2002
Owusu-Ansah e Leventis (2006)	95 empresas não financeiras listadas na <i>Athens Stock Exchange</i> (bolsa de valores da Grécia).	1999
Amaral et al. (2008)	230 observações de 115 empresas não financeiras listadas na Bovespa e cujas ações atenderam ao critério de liquidez em bolsa mínimo de 0,001.	2005 - 2006
Wu, Wu e Liu (2008)	2.976 observações de empresas não financeiras listadas na bolsa de valores de Taiwan ( <i>Taiwan Stock Exchange - TSE</i> ), sendo que o número de empresas não foi identificado.	1998 - 2004
Aubert (2009)	1.131 observações de empresas que compõem o índice SBF 250 da bolsa de Paris ( <i>Bourse de Paris</i> ), sendo que o número de empresas não foi identificado. Os dados foram coletados das bases <i>Factset/JCF</i> e <i>Reuters</i> .	1997 - 2000
Dardor (2009)	33 das 43 empresas industriais da Líbia. Os dados foram coletados dos relatórios anuais das empresas, bem como das respostas a questionários encaminhados às empresas.	2000 - 2001
Son e Crabtree (2011)	15.185 observações de empresas acompanhadas por pelo menos um analista financeiro entre 2000 e 2005, tendo sido excluídas aquelas com dados incompletos nas bases <i>Institutional Brokers' Estimate System (I/B/E/S)</i> e <i>Compustat</i> , bem como os casos de defasagens extremas.	2000 - 2005
Kirch, Lima e Terra (2012)	1.585 observações de 83 empresas cujas ações compuseram o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo ( <i>IBOVESPA</i> ).	1997 - 2009

Figura 1 – Amostra e período dos estudos revisados nesta subseção.

Os estudos recentes dedicados aos determinantes do *timing* das demonstrações contábeis foram resumidos no Figura 1, que descreve a amostra utilizada e o período de referência, e na Tabela 1, que elenca os resultados obtidos.

Merce destaque o estudo de Sengupta (2004), que representou um marco para a literatura ao sistematizar os fatores que influenciam o *timing* das demonstrações contábeis em torno de um sólido construto teórico. O autor parte da premissa de que gestores possuem margem discricionária sobre a escolha da data de divulgação dos lucros, de modo que a decisão de divulgar

antes ou depois estaria baseada na avaliação dos custos e benefícios envolvidos. Desta forma, seriam influentes fatores ligados à base de investidores, aos custos de litígio, aos custos de propriedade, à complexidade contábil e a outros fatores tidos pelo autor como variáveis de controle. As variáveis e as definições adotadas pelo autor ganharam relevo na literatura e inspiraram estudos posteriores (AMARAL et al., 2008; AUBERT, 2009; KIRCH; LIMA; TERRA, 2012; LIMA; TERRA, 2005; WU; WU; LIU, 2008).

Os principais resultados reportados pelos estudos revisados nesta subseção foram sintetizados na Tabela 1.

Tabela 1 – Resultados dos estudos anteriores revisados nesta subseção.

	Owusu-Ansah (2000)	Sengupta (2004)	Lima e Terra (2005)	Owusu-Ansah e Leventis (2006)	Amaral et al. (2008)	Wu, Wu e Liu (2008)	Aubert (2009)	Dardor (2009)	Son e Crabtree (2011)	Kirch, Lima e Terra (2012)
Defasagem média	85,15	39,34	52,14	113,26	71,94	116,49	76,756	155	45,9	44,48
Intercepto	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>**</sup>	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>
VOLUME	-	(-) <sup>***</sup>	-	-	-	(-) <sup>**</sup>	(-) <sup>**</sup>	-	(-) <sup>***</sup>	-
ACIONISTAS	-	(+) <sup>***</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-
INV. INST.	-	(-) <sup>***</sup>	(+)	-	(+)	(-) <sup>***</sup>	-	-	-	(-)
BLOC. CONT.	-	(+) <sup>***</sup>	(+)	-	(+)	-	-	-	(-)	-
DEM. CONSOL.	-	(+) <sup>***</sup>	(-)	-	(+)	-	-	-	-	(+) <sup>***</sup>
REGUL.	-	-	(-)	-	(+)*	-	-	-	-	(+)
N. GOV. CORP	-	-	(-)	-	(-)	-	-	-	-	(+)
DIR. EXT.	-	(-) <sup>***</sup>	-	-	-	(+) <sup>***</sup>	-	-	-	-
BIG-4	-	-	-	(-) <sup>**</sup>	-	-	-	-	(-) <sup>***</sup>	-
RES.	-	-	-	(+) <sup>***</sup>	-	-	-	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	-
MÁS NOTÍCIAS	-	(+) <sup>***</sup>	(-)	-	-	-	(-)*	-	(+) <sup>***</sup>	-
RENT.	(-)*	-	-	-	-	-	-	(+) <sup>***</sup>	-	-
PREJUÍZO	-	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	-	(+) <sup>**</sup>	-	(+)	-	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>
PORTE	(-) <sup>**</sup>	(-) <sup>***</sup>	(-) <sup>***</sup>	(-)	(-)	(-)*	(-) <sup>***</sup>	(-) <sup>***</sup>	(-) <sup>***</sup>	(+)
ENDIV.	(+)	-	-	-	-	(+) <sup>***</sup>	-	-	(+) <sup>***</sup>	-
NEG. M. ESTR.	-	-	(-) <sup>***</sup>	-	-	-	-	-	-	-
R <sup>2</sup> Ajust (Pooled)	16,56%	21%	45,54%	32%	17,3%	26,7%	44,83%	66,9%	23,05%	-

1. Os símbolos (+) e (-) dizem respeito ao sinal do coeficiente encontrado;

2. \*, \*\* e \*\*\* indicam que os resultados são significantes aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.

3. Com exceção de Kirch, Lima e Terra (2012), que empregaram modelo de dados em painel e de regressão de Poisson, os demais estudos utilizaram modelo de regressão multivariada *pooled*.

4. Foram listadas na Tabela 1 tão somente as variáveis de interesse para este estudo, ainda que definidas a partir de abordagens diversas. Desta forma, as variáveis listadas não esgotam o modelo empregado por cada uma das pesquisas.

5. As abreviações empregadas para as variáveis dispostas na coluna à esquerda estão especificadas no Figura 2.

6. Apesar de haver semelhança nas formas de mensuração das variáveis aplicadas pelos estudos listados, não há homogeneidade. Considerando que a transcrição destas foge ao escopo da pesquisa, sugere-se ao leitor interessado em tais minúcias que consulte os respectivos estudos, listados nas referências.

Os estudos nacionais localizados estão listados na Tabela 1, Amaral et al. (2008), Lima e Terra (2005) e Kirch, Lima e Terra (2012), com exceção de Silva, Silva e Sancovschi (2006), que aplicaram abordagem diversa (testes univariados) para analisar o prazo médio de publicação das demonstrações contábeis de 209 empresas brasileiras de capital aberto referente aos exercícios entre 2002 e 2004, avaliando o relacionamento desse prazo com características específicas das companhias. Os resultados confirmaram as expectativas, demonstrando que empresas que apuram lucro e possuem maior porte, tendem a antecipar a publicação de suas demonstrações contábeis em comparação às empresas que

Tabela 2 - Seleção da amostra.

Companhias abertas listadas na Bovespa entre 01/01/2010 e 01/06/2012:	559
(-) Companhias financeiras (Setor Económica “Finanças e Seguros”):	(56)
(-) Companhias com dados incompletos na base Económica para um dos exercícios, 2010 ou 2011, ou para ambos, incluindo as companhias que não mantiveram registro ativo na CVM durante todo o período entre 01.01.2010 e 31.12.2011:	(171)
(-) Companhias que até 11/07/2012 não apresentaram demonstrações referentes ao exercício 2011:	(3)
(-) Companhias cujo encerramento do exercício social não ocorre em 31.12:	(7)
(=) Número final de companhias incluídas no estudo	322

No tocante às variáveis, seguindo Dyer e McHugh (1975), a defasagem das demonstrações contábeis (DEFASAGEM) foi mensurada como o intervalo em dias entre o encerramento do exercício social e a divulgação das respectivas demonstrações anuais. Para os fins deste estudo, considera-se data de divulgação das demonstrações anuais aquela registrada para cada companhia, na página eletrônica da CVM ([www.cvm.gov.br](http://www.cvm.gov.br)), no campo “data de entrega” da primeira apresentação das Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFPs). Assim, datas de eventuais reapresentações não foram consideradas. Conforme visto, estima-se que essa variável dependente esteja suscetível a diferentes influências, que doravante serão chamados fatores. São considerados fatores: (i) o grau de monitoramento a que estão sujeitas as companhias; (ii) o nível de complexidade ao qual são submetidos os departamentos de contabilidade; (iii) as características de

apuraram prejuízo e possuem menor porte.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1 Amostra, coleta de dados e definição das variáveis

Para alcançar os objetivos propostos, foram selecionadas sociedades por ações abertas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BM&FBOVESPA) de acordo com os critérios resumidos na Tabela 2, de modo que o grupo de interesse deste estudo ficou limitado a 322 companhias.

governança corporativa; (iv) os atributos relacionados aos trabalhos de auditoria; e (v) a performance no período no tocante aos resultados financeiros.

Deve-se, contudo, considerar que os fatores acima não são diretamente observáveis, ou seja, não há como medi-los de forma direta e objetiva, visto que não existe medida específica para cada qual. Diante disso, faz-se necessário formular variáveis capazes de capturar tais fatores. Nesse contexto, são sintetizadas, no Figura 2, as variáveis independentes elaboradas para a medição de cada um dos fatores, incluindo as abreviações utilizadas doravante, o sinal esperado para a associação com a defasagem, as bases consultadas para a coleta de dados, a forma adotada para a mensuração e as respectivas referências.

Fator	Variável independente	Mensuração	Coleta
MONITORAMENTO	VOLUME / VOL (-)	Número total de títulos negociados no exercício dividido pelo total de títulos em circulação no final do exercício (SENGUPTA, 2004).	Económatica.
	ACIONISTAS / ACION(-)	Logaritmo do número de acionistas da companhia menos logaritmo da média do número de acionistas das companhias que estão no mesmo decil de ativos (SENGUPTA, 2004).	Formulário de Referência em <a href="http://www.cvm.gov.br">www.cvm.gov.br</a> .
	INVESTIDORES INSTITUCIONAIS / INV INST (-)	Porcentagem do total de ações em poder de investidores institucionais (SENGUPTA, 2004).	Formulário de Referência em <a href="http://www.cvm.gov.br">www.cvm.gov.br</a> .
	BLOCOS DE CONTROLE / BLOC CONT (+)	Porcentagem dos títulos em poder de blocos de propriedade (proprietários com pelo menos 5% de participação na companhia) (SENGUPTA, 2004).	Formulário de Referência em <a href="http://www.cvm.gov.br">www.cvm.gov.br</a> .
GOVERN CORP.	DEMONSTRAÇÕES CONSOLIDADAS / DEM CONSOL (+)	Dummy que assume 1 se a companhia realiza consolidação das demonstrações contábeis, 0 (zero) caso contrário (AMARAL et al., 2008; LIMA; TERRA, 2005; SENGUPTA, 2004).	Formulário de Referência em <a href="http://www.cvm.gov.br">www.cvm.gov.br</a> .
	SETOR REGULADO / REGUL (+)	Dummy que assume 1 se a empresa pertence a setor regulado, 0 caso contrário (AMARAL et al., 2008; KIRCH; LIMA; TERRA, 2012; LIMA; TERRA, 2005).	Económatica.
GOVERN CORP.	NIVEL DE GOVERNANÇA / N GOVERN (-)	Dummy que assume 1 se a empresa aderiu a algum dos Níveis Diferenciados de Governança Corporativa da Bovespa, 0 (zero) caso contrário (AMARAL et al., 2008; LIMA; TERRA, 2005).	<a href="http://www.bmfbovespa.com.br">www.bmfbovespa.com.br</a>
	DIRETORES EXTERNOS / DIR EXT (-)	Porcentagem de diretores que não pertencem ao conselho de administração da companhia (SENGUPTA, 2004; WU; WU; LIU, 2008).	Formulário de Referência em <a href="http://www.cvm.gov.br">www.cvm.gov.br</a> .
RELATÓRIO DE AUDIT.	BIG-4 (-)	Dummy que assume 1 caso a companhia tenha sido auditada por firma do grupo Big-4 no exercício de referência e 0 (zero) caso contrário (SON; CRABTREE, 2011; WU; WU; LIU, 2008).	Demonst. Fin. anuais comp. em <a href="http://www.cvm.gov.br">www.cvm.gov.br</a> .
	RELATÓRIO COM RESSALVA / RESSALVA (+)	Dummy que assume 1 se o relatório de auditoria contém ressalva ou abstenção, 0 (zero) caso contrário (DARDOR, 2009; SON; CRABTREE, 2011).	Demonst. Fin. anuais comp. em <a href="http://www.cvm.gov.br">www.cvm.gov.br</a> .
PERFORMANCE	PREJUÍZO / PREJ (+)	Dummy que assume 1 se a firma divulgou lucro por ação igual a zero ou negativo, 0 (zero) caso contrário (KIRCH; LIMA; TERRA, 2012; SENGUPTA, 2004; SON; CRABTREE, 2011).	Económatica.
	RENTABILIDADE / RENT (-)	Retorno sobre o Ativo (ROA), ou seja, lucro líquido dividido pelo ativo total (OWUSU-ANSAH, 2000; DARDOR, 2009).	Económatica..
	MÁS NOTÍCIAS / MN (+)	Dummy que assume 1 caso a diferença entre o lucro líquido anual observado e o lucro líquido esperado seja negativa e 0 (zero) caso contrário. O lucro líquido esperado é o lucro líquido observado para a própria companhia no ano anterior.	<i>Bloomberg Professional</i> e Económatica.
VARIÁVEIS DE CONTROLE	PORTE (?)	Ativo total ao final do exercício (OWUSU-ANSAH, 2000; SON; CRABTREE, 2011).	Económatica.
	ENDIVIDAMENTO / ENDIV (?)	Razão entre passivo exigível e ativo total, medidos ao fim do exercício (SON; CRABTREE, 2011).	Económatica.
	NEGOCIAÇÃO EM MERCADOS ESTRANGEIROS / NEG M ESTR (?)	Dummy que assume 1 se a empresa possui programa de emissão de valores mobiliários em mercados estrangeiros, 0 (zero) caso contrário (KIRCH; LIMA; TERRA, 2012; LIMA; TERRA, 2005).	Formulário de Referência em <a href="http://www.cvm.gov.br">www.cvm.gov.br</a> .

Figura 2 – Mensuração das variáveis, sinal esperado e fontes dos dados coletados.

Conforme documentado pela literatura, os estudos dedicados ao tema atribuem parcela considerável da explicação da defasagem das demonstrações contábeis à divulgação de surpresas. Os termos surpresa negativa e surpresa positiva dizem respeito, respectivamente, à frustração ou à superação das expectativas do mercado quanto aos resultados anuais, sendo, portanto, sinônimos de más notícias e boas notícias.

Inicialmente, optou-se por acompanhar a corrente preponderante da literatura, elegendo-se o consenso (média aritmética simples) das previsões dos analistas de mercado como a melhor aproximação das expectativas aplicadas na mensuração das

surpresas (CHAMBERS; PENMAN, 1984; SENGUPTA, 2004; SON; CRABTREE, 2011). Todavia, cerca de 62% das companhias que compõem a amostra utilizada não são acompanhadas por analistas de mercado, ou seja, não possuem dados referentes às previsões dos analistas disponíveis na base *Bloomberg Professional*.

Em face dessa limitação, optou-se pelo emprego de alguns entre os modelos de expectativa de performance testados por Paula (2012) para a formulação de *proxies* capazes de captar o efeito das surpresas sobre o *timing* das demonstrações contábeis. Entre as *proxies* para surpresas testadas, a escolhida foi aquela que apresentou maior correlação com as

surpresas calculadas a partir do consenso dos analistas, que é média das últimas previsões dos analistas de mercado emitidas no exercício de referência, sendo que a forma de mensuração da proxy selecionada encontra-se descrita na Figura 2.

Por fim, destaca-se que foram classificadas como variáveis de controle aquelas que se mostram hábeis a capturar efeitos de mais de um dos fatores considerados por este estudo. Desta forma, as variáveis PORTE e NEG MERC ESTR seriam *proxies* tanto para monitoramento quanto para complexidade, sendo antagônicos os sinais esperados para o coeficiente a ser estimado. Para a variável ENDIV, os fatores conflitantes seriam monitoramento e relatório de auditoria.

$$\begin{aligned} \text{DEFASAGEM} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{VOL} + \alpha_2 \text{ACION} + \alpha_3 \text{INV INST} + \alpha_4 \text{BLOC CONT} + \alpha_5 \text{DEM CONSOL} + \alpha_6 \text{REGUL} + \alpha_7 \text{N} \\ & \text{GOVERN} + \alpha_8 \text{DIR EXT} + \alpha_9 \text{BIG-4} + \alpha_{10} \text{RES} + \alpha_{11} \text{MN} + \alpha_{12} \text{RENT} + \alpha_{13} \text{PREJ} + \alpha_{14} \text{PORTE} + \alpha_{15} \text{ENDIV} + \alpha_{16} \text{NEG} \\ & \text{MERC ESTR} + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

O modelo econométrico aplicado para diagnosticar os determinantes da defasagem para ambos os exercícios de forma conjunta utiliza o método de dados em painel e segue descrito na Equação 2. Nota-se que a única alteração em relação ao modelo da Equação 1

$$\begin{aligned} \text{DEFASAGEM} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{VOL} + \alpha_2 \text{ACION} + \alpha_3 \text{INV INST} + \alpha_4 \text{BLOC CONT} + \alpha_5 \text{DEM CONSOL} + \alpha_6 \text{REGUL} + \\ & \alpha_7 \text{NÍVEL GOVERN} + \alpha_8 \text{DIR EXT} + \alpha_9 \text{BIG-4} + \alpha_{10} \text{RES} + \alpha_{11} \text{MN} + \alpha_{12} \text{RENT} + \alpha_{13} \text{PREJ} + \alpha_{14} \text{PORTE} + \alpha_{15} \text{ENDIV} + \\ & \alpha_{16} \text{NEG MERC ESTR} + c_i + \xi_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Inicialmente, a Equação 2 foi estimada tanto pelo método de efeitos fixos quanto pelo método de efeitos aleatórios. Dispondo dos resultados, procedeu-se ao teste de especificação de Hausman, que, segundo Greene (2002, p. 301) é o indicado para apreciar a correlação (ortogonalidade das matrizes) entre os efeitos não observáveis específicos (heterogeneidade) de cada indivíduo ( $c_i$ ) e os regressores, apontando o modelo apropriado a partir do teste das seguintes hipóteses:

$H_{0a}$ : não há correlação entre regressores e efeitos não observáveis (efeitos aleatórios).

$H_{1a}$ : há correlação entre variáveis independentes e efeitos não observáveis (efeitos fixos).

Uma vez não rejeitada a hipótese nula

### 3.2 Modelagem das regressões

Para alcançar o objetivo central deste estudo foram utilizadas duas técnicas para a modelagem das regressões, de modo que para investigar os determinantes da defasagem de cada um dos exercícios, 2010 e 2011, foi aplicado o modelo de regressão linear com dados em corte transversal descrito na Equação 1, em que  $\alpha$  representa o termo constante e  $\alpha_i$ , sendo  $1 \leq i \leq 16$ , os parâmetros (coeficientes) a serem estimados com o uso do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), ou *Ordinary Least Squares* (OLS). O termo de erro é representado por  $\varepsilon$ .

diz respeito à substituição do termo de erro  $\varepsilon$  pelos termos  $c_i$  e  $\xi_{it}$ , sendo que os efeitos não observáveis específicos da companhia  $i$  são representados por  $c_i$ , enquanto  $\xi_{it}$  representa o erro idiossincrático, variando de acordo com a companhia ( $i$ ) e com o período analisado ( $t$ ).

( $H_{0a}$ ), confirmou-se que o método de efeitos aleatórios é o que melhor se ajusta ao conjunto de dados em análise. No entanto, deve-se considerar que a correlação nula, entre os regressores e os efeitos não observáveis, pode se dar em razão de a variância dos efeitos não observáveis ( $c_i$ ) ser igual a zero, o que justificaria a utilização do método OLS *pooled*, o qual forneceria melhores resultados.

Diante disso, seguindo Wooldridge (2002, p. 264), aplicou-se o teste de Breusch-Pagan para a seleção da abordagem mais adequada entre o método de efeitos aleatórios com dados em painel e o método OLS *pooled*. Com vistas a verificar se a variância dos efeitos não observáveis ( $c_i$ ) tem valor

significativamente igual a zero, foram testadas as hipóteses:

$H_{0b}$ : os efeitos não observáveis ( $c_i$ ) possuem variância igual a zero.

$H_{1b}$ : os efeitos não observáveis ( $c_i$ ) possuem variância diferente de zero.

Se aceita a hipótese nula ( $H_{0b}$ ), o método mais apropriado seria o OLS *pooled*. Entretanto, os testes de especificação confirmaram a abordagem em painel pelo método de efeitos aleatórios como a mais adequada, conforme se observa na Tabela 3.

Tabela 3 - Testes de especificação do mod. da Equação 2.

	Estatística - Chi <sup>2</sup>	p-value
Hausman	16,47***	0,2856
Breusch-Pagan	59,56***	0,0000

1. \*\*\*: Significante ao nível de 1%.

Adicionalmente, considerando a ampla utilização pela literatura dedicada ao tema e com o fim de verificar se os resultados são comparáveis, estimou-se modelo de regressão linear com dados em corte transversal agrupados (OLS *pooled*), similar ao da Equação 1, acrescentando, no entanto, a variável categórica (*Dummy EXERC*) que assume 1 se a observação é referente ao exercício 2011, 0 (zero) caso diga respeito a 2010. A inclusão da variável *Dummy EXERC* é justificada pela especificidade do período analisado por este estudo em relação à adoção integral do padrão IFRS (*International Accounting Financial Standards*), conforme será detalhado adiante.

Em que pese a utilidade da estimação

do modelo da Equação 1 pelo método OLS *pooled*, a literatura dedicada à econometria prevê a ocorrência do chamado viés de heterogeneidade, visto que ao aplicar tal método pressupõe-se a inexistência de efeitos não observáveis impactando o timing das demonstrações contábeis, o que poderia acarretar coeficientes superestimados (DOUGHERTY, 2007; WOOLDRIDGE, 2002).

Desta forma, seguindo o que ensina Wooldridge (2001, p. 256), as condições verificadas para o conjunto de dados disponíveis, determinam a adoção da modelagem em painel, a partir da qual é possível investigar tanto efeitos longitudinais quanto transversais, controlando os vieses decorrentes da heterogeneidade.

## 4. RESULTADOS

### 4.1 Análise descritiva dos dados

Preliminarmente, antes de ingressar na análise dos resultados dos testes multivariados, mostra-se adequada a apreciação das estatísticas descritivas dos dados utilizados. Nesse sentido, a Tabela 4, em conjunto com a tabela 5, descreve os dados considerados para os fins deste estudo, segregando-os por variável e por exercício.

Tabela 4: Estatísticas descritivas, por exercício, das variáveis aplicadas aos modelos.

Painel 1: variáveis contínuas	2011				2010			
	Mín. / Máx	Média	Desv. Pad.	Mediana	Mín. / Máx.	Média	Desv. Pad.	Mediana
DEFASAGEM	31 / 179,00	77,683	19,431	82	31 / 250	83,1584	23,47166	87
VOLUME NEG	0 / 11,62	0,509	1,204	0,01	0 / 5,92	0,3179	0,6876	0,0095
N. ACIONIST.	-5,53 / 0,99	-0,630	1,042	-0,37	-4,67 / 0,99	-0,7333	1,15268	-0,4163
INVEST. INST	0 / 1	0,307	0,302	0,23	0 / 1	0,3195	0,31688	0,2288
BLOC CONTR.	0 / 1	0,744	0,248	0,80	0 / 1	0,7311	0,26375	0,7982
DIRET. EXT.	0 / 1	0,740	0,280	0,8	0 / 1	0,7083	0,30476	0,75
RENTABILID.	-25 / 0,81	-0,127	1,510	0,0337	-314,8 / 1,8	-1,2807	18,08508	0,0421
PORTE (mil)	4 / 599x10 <sup>6</sup>	9650300	41599300	1958200	1 / 520x10 <sup>6</sup>	8506300	36380200	1605800
ENDIVIDAM.	0,01 / 334	3,87	20,19	1,5968	0,01 / 126	1,831	10,2739	0,602

Continua...

Painel 2: variáveis categóricas	2011				2010			
	Casos favoráveis (1)		Casos desfavoráveis (0)		Casos favoráveis (1)		Casos desfavoráveis (0)	
	Freq. abs.	Freq. rel.	Freq. abs.	Freq. rel.	Freq. abs.	Freq. rel.	Freq. abs.	Freq. rel.
DEM CONSOL	246	76,40%	76	23,60%	237	73,60%	85	26,40%
S. REGULADO	90	27,95%	232	72,05%	90	27,95%	232	72,05%
N GOV. CORP.	146	45,34%	176	54,66%	146	45,34%	176	54,66%
BIG4	250	77,64%	72	22,36%	222	68,94%	100	31,06%
RESSALVA	27	8,39%	295	91,61%	30	9,32%	292	90,68%
Dummy MN4	211	65,53%	111	34,47%	153	47,52%	69	21,43%
PREJUÍZO	95	29,50%	227	70,50%	74	22,98%	248	77,02%
NEG M ESTR	79	24,53%	243	75,47%	78	24,22%	244	75,78%

1. Mín = Mínimo; Máx. = Máximo; Desv. Pad. = Desvio Padrão; Freq. = Frequência; abs. = absoluta; e rel. = relativa.

Logo na primeira linha da Tabela 4 são encontradas informações que permitem importantes conclusões acerca da variável dependente DEFASAGEM. De imediato, comparando-se por exercício, é possível identificar que as companhias que compõem a amostra levaram mais tempo para divulgar suas demonstrações contábeis relativas a 2010, conforme indicam as medidas de tendência central, média e mediana. Complementando essa análise, procedeu-se à verificação da aderência à normalidade para ambas as distribuições de defasagens, bem como a testes de diferenças de médias para amostras pareadas. Os resultados revelaram que as distribuições de defasagens das demonstrações contábeis dos exercícios 2010 e 2011 não atendem o pressuposto da normalidade, justificando a opção pelo teste não paramétrico de *Wilcoxon* para amostras pareadas, que revelou serem significativas as diferenças entre as defasagens dos exercícios observados.

Os números da Tabela 4 corroboram a expectativa de ampliação da defasagem para as divulgações relativas ao exercício 2010. Essa ideia relacionada à preponderância dos fatores ligados à adoção ao novo padrão contábil (e as exigências adicionais impostas por este às companhias) é reforçada pela comparação do conteúdo da Tabela 4 com estudos anteriores. Apenas entre estudos nacionais, tem-se que Kirch, Lima e Terra (2012) verificaram defasagem média de 62,91 dias para as demonstrações anuais entre 1997 e 2008, enquanto Lima e Terra (2005) registraram defasagem média de 71,37 dias

para 799 observações relativas aos exercícios entre 1995 e 2002. Amaral et al. (2008) encontraram média de 71,94 e mediana de 76 dias para 230 observações, considerados os exercícios 2005 e 2006. Por seu turno, Silva, Silva e Sancovschi (2006), com base em amostra de 209 companhias, encontraram defasagens médias de 76,2, 74,1 e 72,4 dias para os exercícios 2002, 2003 e 2004, respectivamente, e média de 74,2 dias para o período completo (2002 a 2004). Destaca-se que estes resultados referem-se a divulgações de demonstrações contábeis anuais de companhias listadas na BM&FBOVESPA.

Feitas as considerações acima, outra dimensão de análise revela-se primordial para a compreensão dos padrões de tempestividade. Trata-se das características de frequência do comportamento da variável dependente defasagem, que são descritas Tabela 5.

Em uma primeira análise, percebe-se que, para a divulgação das demonstrações contábeis anuais referentes ao exercício 2010, 47 companhias (14,6% do total) atrasaram a divulgação de suas demonstrações contábeis em relação ao prazo normativo estabelecido, qual seja, três meses após o encerramento exercício de referência. Para as demonstrações relativas a 2011, esse número foi reduzido para 36 companhias (11,18% do total), o que representa um avanço no quesito observância (*compliance*) às normas vigentes.

Tabela 5: Distribuição da defasagem, por intervalos de dias e por exercício.

Intervalo (em dias)	2011			2010		
	Frequência Absoluta	Frequência relativa (%)	Porcentagem cumulativa (%)	Frequência Absoluta	Frequência relativa (%)	Porcentagem cumulativa (%)
0 - 30	0	0,00	0	0	0	0
31 - 40	14	4,35	4,35	7	2,17	2,17
41 - 50	26	8,07	12,42	14	4,35	6,52
51 - 60	13	4,04	16,46	29	9,00	15,53
61 - 70	42	13,04	29,50	20	6,21	21,74
71 - 80	54	16,77	46,27	34	10,56	32,30
81 - 89	103	31,99	78,26	149	46,27	78,57
90 (prazo máximo)	34	10,56	88,82	22	6,83	85,40
91 - 100	19	5,90	94,72	17	5,28	90,68
101 - 110	6	1,86	96,58	7	2,17	92,86
111 - 120	6	1,86	98,45	5	1,55	94,41
121 - 130	1	0,31	98,76	5	1,55	95,96
131 - 140	0	0,00	98,76	4	1,24	97,20
141 - 150	1	0,31	99,07	2	0,62	97,83
151 - 180	3	0,93	100,00	5	1,55	99,38
181 - 200	0	0,00	100,00	1	0,31	99,69
> 200	0	0,00	100,00	1	0,31	100
Total	322	100		322	100	

Para efeito de comparação, tem-se que Amaral et al. (2008) encontrou resultados indicativos de que 9,1% das 230 observações analisadas para o período entre 2005 e 2006 descumpriam o prazo normativo. Assim, além da ampliação da defasagem média após a adoção das normas IFRS, os dados também sugerem que foi ampliada a proporção de companhias que desrespeitam o limite temporal máximo para a divulgação das demonstrações anuais, o que corrobora os pressupostos construídos.

#### 4.2 Determinantes da defasagem das demonstrações contábeis

Os resultados da estimação dos modelos das equações 1 e 2 são apresentados na Tabela 6.

A estimação, pelo método OLS *pooled*, do modelo da Equação 1 com o acréscimo da variável *DummyEXERC* para os dados dos exercícios 2010 e 2011 agrupados forneceu coeficientes de mesmos sinais e foram preservados os níveis de significância estatística. No entanto, considerando a possível

ocorrência dos vieses previstos por Dougherty (2007), em especial a superestimação dos coeficientes, optou-se por reportar apenas a estimativa do modelo em painel, garantidas comparações com estudos que utilizaram o método OLS *pooled* no tocante aos sentidos das relações e das respectivas significâncias estatísticas.

Um importante resultado alcançado a partir da estimativa pelo método OLS *pooled* foi o R<sup>2</sup> ajustado, que indica que o modelo explica, para o período entre 2010 e 2011, cerca de 22,2% da defasagem das demonstrações contábeis das companhias que compõem a amostra. Os números do R<sup>2</sup> ajustado para o modelo da Equação 1, estimado para cada um dos exercícios, estão dispostos na Tabela 6, sendo estes bem próximos àqueles verificados para os dados agrupados (OLS *pooled*).

Tabela 6 - Resultados das estimativas dos modelos das equações 1 e 2.

Variável	Sinal previsto	Dados em painel	Corte transversal 2011	Corte transversal 2010
INTERCEPTO		89,10*** (7,00)	91,63*** (9,15)	84,79*** (10,66)
VOL	(-)	-0,65 (0,82)	-0,98 (0,94)	-1,08 (1,84)
ACION	(-)	-2,56*** (0,94)	-3,77*** (1,38)	-2,13* (1,26)
INV INST	(-)	0,05 (3,09)	-3,74 (3,53)	-0,74 (4,29)
BLOC CONT	(+)	-2,81 (3,90)	-8,09 (5,94)	0,27 (5,08)
DEMONST CONSOL	(+)	5,17** (2,55)	4,58 (3,04)	8,97** (3,70)
REGUL	(+)	1,13 (2,51)	-1,33 (2,83)	4,40 (3,10)
N GOVERN	(-)	-7,57*** (2,19)	-7,39*** (2,51)	-7,86*** (2,92)
DIR EXT	(-)	-6,56** (3,11)	-4,74 (3,83)	-7,24* (4,13)
BIG-4	(-)	-5,17*** (1,97)	-2,45 (2,88)	-6,72** (3,36)
RESSALVA	(+)	10,10*** (3,74)	8,86** (3,55)	9,44 (6,46)
MN	(+)	-2,35 (1,50)	-0,79 (2,23)	-3,20 (2,57)
RENT	(-)	0,01 (0,01)	0,15 (0,37)	0,02 (0,03)
PREJ	(+)	7,63*** (2,08)	9,26*** (2,29)	12,42*** (3,75)
PORTE	(?)	-0,08 (0,50)	-0,40 (0,67)	0,12 (0,76)
ENDIV	(?)	-0,04* (0,02)	-0,02 (0,02)	-0,05 (0,06)
NEG MERC ESTR	(?)	-2,60 (2,31)	-0,93 (2,59)	-4,30 (2,70)
R <sup>2</sup> between		0,2916	-	-
R <sup>2</sup> Ajustado		-	0,2000	0,2050
Estatística Chi <sup>2</sup>		180,83***	-	-
Estatística-F			8,02***	7,60***
N. de observações		640	320	320

1. Para cada variável são apresentados o coeficiente e, entre parênteses, o erro padrão robusto.

2. \*\*\*, \*\* e \*: Significante aos níveis de 1, 5 e 10%, respectivamente.

3. O número de observações é justificado pela perda de dados decorrente da escolha da proxy para más notícias.

Quanto aos resultados do R<sup>2</sup> between, apesar de reportados, a única base de comparação é o estudo de Kirch, Lima e Terra (2012), visto que este foi o único estudo localizado que empregou modelagem em painel para o mesmo tipo de investigação. Esses autores encontraram R<sup>2</sup> between da ordem de 35,31% para dados trimestrais entre 1997 e 2009, resultados próximos ao verificado

para a estimativa do modelo da Equação 2, que foi de 29,16%, de acordo com a Tabela 6.

Destaca-se, que, de acordo com o Variance Inflation Factor (VIF), a multicolinearidade não é um problema para os dados considerados. O exame das matrizes de correlações, não reportadas, demonstrou que o problema da colinearidade também não afeta o conjunto de dados considerados.

#### **4.2.1 Análise dos determinantes por fator de influência**

Para o fator monitoramento, a única *proxy* que demonstrou significância estatística foi ACION, verificando-se nível de 1% tanto para o painel de dados quanto para o corte transversal do exercício 2011. Aliado a isso, o coeficiente apurado foi negativo, sugerindo que companhias com maior número de acionistas, em relação àquelas que se enquadram na mesma faixa de porte (decil de ativos), tendem a divulgar mais rapidamente. Registra-se que os resultados para a variável ACION estão alinhados com Sengupta (2004), que encontrou coeficientes negativos e significantes ao nível de 1%. Não foram localizados outros estudos, tampouco nacionais, que tivessem aplicado *proxy* similar.

No que tange o fator complexidade contábil, as estimativas da variável DEMONST CONSOL corroboraram a hipótese desenvolvida em torno dos impactos da adoção inicial do padrão IFRS, em especial para as demonstrações relativas a 2010. Conforme verificado na Tabela 6, essa variável alcançou nível de significância de 5% para os números de 2010 e não foi significante para 2011, o que fortalece percepção dos efeitos da chamada curva de aprendizagem nas companhias estudadas.

A magnitude do coeficiente positivo verificado para 2010 (8,97 na reestimação do modelo da Equação 1) reforça a ideia de que companhias sujeitas a consolidação de demonstrações ficaram mais expostas ao fator complexidade contábil, visto que as dificuldades tendem a ser potencializadas pelo fato de companhias controladas tenderem a atrasar a produção de suas demonstrações em virtude da adoção do novo padrão contábil.

Empregando-se outra dimensão de análise, os resultados sugerem que, mantidas constantes todas as demais condições, o fato de uma companhia da amostra estar sujeita à consolidação de balanços significa um incremento médio de 8,97 dias em seu prazo

de divulgação das demonstrações de 2010. Se levados em conta ambos os exercícios, esse número cai para 5,17, consoante os números da Tabela 6.

Esses resultados estão de acordo com o que Kirch, Lima e Terra (2012) encontraram. Em ambiente internacional, Sengupta (2004) encontrou coeficiente positivo e estatisticamente significante para a associação entre defasagem e uma variável categórica formulada para assumir 1 se a companhia reporta mais de um segmento de negócios e 0 (zero) caso contrário.

Passando à análise do fator governança corporativa, tem-se que os coeficientes estimados para a variável N GOVERN foram negativos e apresentaram significância estatística ao nível de 1%, tanto para o painel de dados quanto para os exercícios 2010 e 2011 individualmente. Os resultados sugerem que, mantidas as demais condições constantes, o fato de uma companhia ter aderido a um dos níveis diferenciados de governança corporativa da BM&FBOVESPA significa um decréscimo de 7,57 dias, oscilando pouco quando considerados os exercícios 2010 e 2011 isoladamente, conforme aponta a Tabela 6.

Os resultados verificados para a variável N GOVERN revelaram-se, de certa forma, inesperados, visto que os estudos nacionais localizados (Kirch, Lima e Terra (2012), Lima e Terra (2005) e Amaram et al. (2008)) encontraram coeficientes positivos sem significância estatística. Diante disso, pode ter havido um aperfeiçoamento das práticas relativas à tempestividade adotadas pelas companhias que aderiram aos níveis diferenciados de governança corporativa, isto é, os números sugerem uma mudança em direção à consolidação da visão de que divulgações tempestivas constituem uma boa prática de governança.

A segunda variável para o fator governança corporativa, DIR EXT, apresentou significância estatística ao nível de 5% para o período completo (painel de efeitos aleatórios) e de 10% para 2010 (corte transversal). O

sinal negativo apurado para os coeficientes estimados confirmou as expectativas no sentido de que uma maior proporção de diretores independentes (não pertencentes ao conselho de administração) na composição da diretoria (*board*) gera incentivos para divulgações mais tempestivas. Deve-se considerar que diretores que não compõem o conselho de administração da companhia, chamados independentes, não são remunerados a partir de planos de incentivos e, portanto, não auferem vantagens com a divulgação seletiva de informações contábeis e tampouco com o atraso destas. Em verdade, o atraso das demonstrações anuais, além de não representar benefício para os diretores independentes, coloca em risco suas reputações diante do mercado.

Não foram localizados estudos nacionais que tenham utilizado *proxy* similar para o estudo dos determinantes da defasagem. Em ambiente internacional, Sengupta (2004) encontrou resultados similares, ou seja, coeficiente negativo e estatisticamente significante.

No tocante ao fator relatório de auditoria, os números da tabela 6 apontam que é negativa e estatisticamente significante, ao nível de 1%, a associação entre a variável dependente DEFASAGEM e a variável categórica *BIG-4*. Tais números podem ser interpretados no sentido de que, mantidas constantes todas as demais condições, uma companhia auditada por uma das empresas que compõem o grupo conhecido como *Big-4* apresenta prazo de divulgação, em média, 5,17 dias inferior.

Esse resultado está alinhado com o que Owusu-Ansah (2006) e Son e Crabtree (2011) encontraram, confirmado da expectativa de que grandes firmas de auditoria, por possuírem maior experiência e contarem com quadro de pessoal maior e mais bem treinado, tendem a emitir relatórios de auditoria em menor prazo, favorecendo a tempestividade de seus clientes. Também não foram localizados estudos nacionais que tenham utilizado variável similar.

Ainda no que diz respeito ao fator relatório de auditoria, os resultados das

estimações para a variável RESSALVA revelaram coeficientes positivos e estatisticamente significantes para o modelo em painel de efeitos aleatórios e também para o corte transversal de 2011, de modo que, mantidas constantes todas as demais condições, uma companhia cujo relatório de auditoria contém ressalva, possui ampliação média do prazo de divulgação da ordem de 10,10 dias. Se considerado apenas o exercício 2011, esse número é da ordem de 8,86 dias.

Esses resultados corroboram a ideia de que a publicação de demonstrações cuja opinião dos auditores independentes é pela ressalva pode representar, do ponto de vista dos gestores, a divulgação de más notícias, o que justificaria o atraso. Em outro aspecto, a ampliação da defasagem para demonstrações ressalvadas pode refletir o tempo demandado para as negociações entre gestores e auditores acerca do conteúdo das ressalvas.

Destaca-se que os estudos de Owusu-Ansah e Leventis (2006), Dardor (2009) e Son e Crabtree (2011) também encontraram coeficientes positivos e estatisticamente significantes ao nível de 1%, reforçando as hipóteses teóricas levantadas acima. Uma vez mais, não foram localizados estudos nacionais que tenham utilizado *proxy* semelhante.

Para o fator performance, a única variável que apresentou associação estatisticamente significante foi PREJUÍZO, que alcançou nível de 1% para todas as estimativas realizadas, permitindo inferir que, mantidas constantes todas as demais condições, uma companhia que registra prejuízo apresenta, em média, prazo de divulgação 7,63 dias superior às demais. Considerando-se as estimativas da equação em corte transversal para cada um dos exercícios, esse número é ampliado para 12,42 dias em 2010 e para 9,26 dias em 2011.

Os estudos nacionais Kirch, Lima e Terra (2012), Lima e Terra (2005) e Amaral et al. (2008) também encontraram coeficientes positivos e estatisticamente significantes para a mesma *proxy*. Em ambiente internacional, resultados semelhantes foram registrados por Sengupta (2004), Son e Crabtree (2011) e

Bamber, Bamber e Schoderbek (1993).

Entre as variáveis de controle, apenas a variável ENDIV demonstrou significância estatística para a estimativa do modelo em painel de efeitos aleatórios, ao nível de 5%, conforme Tabela 6. O sinal negativo do coeficiente indica que foram preponderantes as influências ligadas à ampliação do monitoramento incidente sobre companhias mais endividadas, de modo que há indícios de que estas tendem a reduzir o prazo de divulgação em razão da pressão exercida pelos credores.

#### 4.2.2 Análise adicional

Complementando a análise dos resultados, esta subseção será voltada a análises adicionais que se mostram relevantes, como é o caso dos efeitos da divulgação de surpresas (negativas ou positivas) contidas nos resultados econômicos divulgados, que, de acordo com parcela considerável da literatura, possuem destacada importância na determinação do momento da divulgação. No entanto, em que pesem os achados registrados, não foram verificadas associações estatisticamente significantes que confirmem as relações esperadas, mesmo após efetuadas reestimações utilizando o consenso dos analistas como *proxy* para as expectativas do mercado, tampouco utilizando outras *proxies* testadas por Paula (2012).

Em ambiente internacional, Sengupta (2004) e Son e Crabtree (2011) obtiveram os resultados esperados, verificando coeficientes positivos e significantes para as surpresas formuladas com base no consenso dos analistas. Não foram localizados estudos nacionais que tenham utilizado *proxies* semelhantes, isto é, utilizando o consenso dos analistas.

A variável volume negociado (VOL) apresentou coeficientes negativos, conforme esperado, porém sem significância estatística, contrariando os achados de Sengupta (2004), Wu, Wu e Liu (2008), Aubert (2009) e Son e Crabtree (2011), que encontraram fortes relações estatísticas negativas para essa

*proxy* em ambiente internacional. Não foram localizados estudos nacionais que tenham incluído variável semelhante.

Em outro aspecto, parecem consistentes os indicativos de que a variável investidores institucionais (INV INST) não exerce influências significativas sobre o prazo de divulgação em ambiente brasileiro, visto que, assim como neste estudo, Kirch, Lima e Terra (2012), Lima e Terra (2005) e Amaral et al. (2008) também não encontraram associações significantes.

Os coeficientes estimados para a variável PORTE não alcançaram significância estatística, similar ao verificado por Amaral et al. (2008) e por Kirch, Lima e Terra (2012). Lima e Terra (2005) foram os únicos a encontrar coeficiente negativo e significativo ao nível de 1%. Internacionalmente, os estudos de Sengupta (2004), Aubert (2009) e Son e Crabtree (2011) encontraram resultados semelhantes aos de Lima e Terra (2005).

A variável negociação em mercados estrangeiros (NEG MERC ESTR) apresentou coeficientes negativos para todas as estimativas levadas a cabo, no entanto, sem que fosse verificada significância estatística. Já Lima e Terra (2005) encontraram significância ao nível de 1% para o coeficiente negativo estimado.

De certa forma, os resultados verificados para as variáveis PORTE e NEG MERC ESTR confirmaram as expectativas, visto que são esperadas influências de efeitos antagônicos sobre essas *proxies*. Assim, enquanto há ampliação do monitoramento em empresas de maior porte e também naquelas que negociam valores mobiliários em mercados estrangeiros, por outro lado, essas empresas também são afetadas por maior complexidade contábil. Uma vez que monitoramento e complexidade exercem influências contrárias sobre o *timing* das demonstrações contábeis, estas tendem a se anular.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As evidências empíricas, fornecidas por este estudo, acerca dos determinantes da defasagem das demonstrações contábeis anuais das empresas não financeiras listadas na BM&FBOVESPA servem de contribuição, não apenas para literatura acadêmica dedicada a essa linha de pesquisa, como também para investidores, analistas de mercado e reguladores.

As nuances observadas para os exercícios sociais cujos dados subsidiaram as análises efetuadas, 2010 e 2011, que marcaram a adoção integral do padrão contábil alinhado às normas IFRS e a recuperação da economia brasileira em relação aos impactos da crise financeira mundial, permitiram relevantes constatações acerca do comportamento das firmas estudadas no tocante à decisão do momento para a divulgação das demonstrações anuais. Além disso, a relevância deste estudo é ampliada pela aplicação de *proxies* ainda não utilizadas em ambiente nacional para explicar os prazos de divulgação.

Em princípio, a partir da análise descritiva dos dados coletados, constatou-se que as defasagens médias verificadas para o biênio 2010/2011 foram consideravelmente superiores àquelas reportadas por outros estudos nacionais que abrangiam períodos anteriores e, além disso, as medidas de tendência central, média e mediana, indicaram que as empresas que compõem a amostra levaram mais tempo para divulgar suas demonstrações contábeis em 2010, em relação a 2011. Ademais, revelaram-se estatisticamente significativas (*teste Wilcoxon*) as diferenças de médias para as defasagens desses exercícios. Essas evidências podem ser atribuídas ao fato de 2010 ter marcado o início da adoção integral do padrão IFRS, o que teria levado a uma ampliação da complexidade para a produção das demonstrações referentes a esse exercício. Os testes multivariados para *proxy* destinada a capturar os efeitos da consolidação

de balanços corroboraram essa hipótese.

A análise multivariada dos fatores determinantes do prazo de divulgação revelou, ainda, que tendem a divulgar mais rapidamente suas demonstrações contábeis companhias: (i) com maior número de acionistas; (ii) com maior nível de endividamento; (iii) que aderiram a um entre os níveis diferenciados de governança corporativa da BM&FBOVESPA; (iv) que apresentam maior proporção de diretores independentes na composição da diretoria (*board*); e (v) cujas demonstrações contábeis foram auditadas por uma entre as empresas do grupo *Big-4*. Por outro lado, tendem a atrasar a divulgação de suas demonstrações contábeis companhias que: (i) estão sujeitas à consolidação de balanços; (ii) tiveram suas demonstrações ressalvadas pelos auditores independentes; (iii) e que registraram resultados negativos (prejuízos).

## REFERÊNCIAS

- AMARAL, Hudson Fernandes; IQUIAPAZA, Robert Aldo; TOMAZ, Wesley Pereira; BERTUCCI, Luiz Alberto. Governança Corporativa e Divulgação de Relatórios Financeiros Anuais. *Contabilidade Vista e Revista*, v. 19, n. 1, p. 61-82, jan./mar. 2008.
- ASHTON, Robert H.; GRAUL, Paul R.; NEWTON. Audit delay and the timeliness of corporate reporting. *Contemporary Accounting Research*. v. 5, n. 2, p. 657-673, 1989.
- \_\_\_\_\_.; WILLINGHAN, John J.; ELLIOTT, Robert K. An empirical analysis of audit delay. *Journal of Accounting Research*. v. 25, n. 2, p. 275-292, autumn 1987.
- AUBERT, François. Determinants of corporate financial reporting lag: The French empirical evidence. *Journal of Accounting and Taxation*. v.1 (3), p. 53-60, September 2009.
- BAMBER, E. Michael; BAMBER, Linda Smith; SCHODERBEK, Michael P. Audit structure and other determinants of audit report lag: an empirical analysis. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*. v. 12, n. 1, p. 1-23, Spring 1993.

- BEAVER, William H. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*. v. 6, n. 3, p. 67-92, Empirical Research in Accounting: Selected Studies 1968.
- BEGLEY, Joy; FISHER, Paul E. Is there information in an earnings announcement delay? *Review of Accounting Studies*, v. 3, p. 347-363, 1998.
- BRASIL. Comissão de Valores Mobiliários. Instrução n. 480, de 7 de dezembro de 2009. Dispõe sobre o registro de emissores de valores mobiliários admitidos à negociação em mercados regulamentados de valores mobiliários. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br/>>. Acesso em: 16 ago. 2012.
- \_\_\_\_\_. Lei n. 6.404, de 15 de dezembro de 1976 (1976a). Dispõe sobre as Sociedades por Ações. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/Leis/L6404consol.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L6404consol.htm)>. Acesso em: 16 ago. 2012.
- BROWN, Philip; DOBBIE, Glen W.; JACKSON, Andrew B. Measures of the Timeliness of Earnings: An Empirical Investigation. *Australian Accounting Review*. v. 21, n. 3, p. 222-234, September 2011.
- CARSLAW, Charles A. P. N.; KAPLAN, Steven E. An examination of audit delay: further evidence from New Zealand. *Accounting Business Research*. v. 22, n. 85, p. 21-32, 1991.
- CHAMBERS, Anne E.; PENMAN, Stephen H. Timeliness of Reporting and the Stock Price Reaction to Earnings Announcements. *Journal of Accounting Research*, v. 22, n. 1, p. 21-47, Spring 1984.
- COURTIS, John K. Relationships between timeliness in financial reporting and corporate attributes. *Accounting and Business Research*. v. 6, n. 25, p. 45-56, 1976.
- DARDOR, Zuhir Omar. Publishing delay and the usefulness of annual reports in Libya. 2009. 257 f. Thesis (Doctor of Philosophy), Bournemouth University, 2009.
- DAVIES, B.; WHITTRED, G. P. The Association Between Selected Corporate Attributes and Timeliness in Corporate Reporting: Further Analysis. *Abacus*. v. 16, n. 1, p. 48-60, June 1980.
- DYER, James C.; MCHUGH, Arthur J. The timeliness of the Australian annual report. *Journal of Accounting Research*. v. 13, n. 2, 204-219, autumn 1975.
- FAMA, Eugene F.; LAFFER, Arthur B. Information and capital markets. *The Journal of Business*. v. 44, n. 3, p. 289-298, July 1971.
- FASB (Financial Accounting Standard Board). Statement of Financial Accounting Concepts n. 2 – Qualitative Characteristics of Accounting Information. FASB, May 1980.
- GILLING, Donald M. Timeliness in Corporate Reporting: some further comment. *Accounting and Business Research*. v. 8, n. 29, p. 34-36, 1977.
- GIVOLY, Dan; PALMON, Dan. Timeliness of Annual Earnings Announcements: Some Empirical Evidence. *The Accounting Review*. v. LVII. n. 3, July 1982.
- GREENE, William H. *Econometric Analysis*. 5. ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall, 2002.
- IASB (International Accounting Standard Board). The Conceptual Framework for Financial Reporting. Disponível em: <<http://eifrs.ifrs.org/eifrs/bnstandards/en/2012/framework.pdf>>. Acesso em 16 ago. 2012. IASB, 2010.
- IUDÍCIBUS, Sérgio de; LOPES, Alexsandro Broedel. *Teoria Avançada da Contabilidade*. São Paulo: Atlas, 2004.
- KHASHARMED, Hussein Ali; ALJIFRI, Khaled. The timeliness of annual reports in Bahrain and the united arab emirates: an empirical comparative study. *The International Journal of Business and Finance Research*. v. 4, n. 1, p. 51-71, 2010.
- KIRCH, Guilherme; LIMA, João Batista Nast de; TERRA, Paulo Renato Soares. Determinantes da defasagem na divulgação das demonstrações contábeis das companhias abertas brasileiras. *Revista Contabilidade &*

- Finanças – USP*, São Paulo, v. 23, n. 60, p. 173-186, set. / out. / nov. / dez. 2012.
- KOTHARI, S. P.; SHU, Susan; WYSOCKI, Peter D. Do managers withhold bad news? *Journal of Accounting Research*. v. 47, n. 1, p. 241-276, March 2009.
- KROSS, William; SCHROEDER, Douglas A. An empirical investigation of the effect of quarterly earnings announcement timing on stock returns. *Journal of Accounting Research*. v. 22, n. 1, p. 153-176, Spring 1984.
- LIMA, João Batista Nast de; TERRA, Paulo Renato Soares. Determinantes da Defasagem na Divulgação das Demonstrações Financeiras das Companhias Abertas Brasileiras. In: ENANPAD, XXVIII, 2004, Curitiba-SC. Anais...
- NEWTON, James D.; ASHTON, Robert H. The association between audit technology and audit delay. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*. v. 8, n. 1, p. 22-37, Supplement 1989.
- OWUSU-ANSAH, Stephen. Timeliness of corporate financial reporting in emerging capital markets: empirical evidence from the Zimbabwe Stock Exchange. *Accounting and Business Research*. v. 30, n. 3, p. 241-254, Summer 2000.
- \_\_\_\_\_; LEVENTIS, Stergios. Timeliness of Corporate Annual Financial Reporting in Greece. *European Accounting Review*. v. 15, n. 2, 273–287, 2006.
- PAULA, Melisa Maia de. *Estudo de eventos amparado em métricas contábeis: detectando performance operacional anormal em firmas brasileiras*. 2012. 183 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Faculdade de Administração e Finanças, Centro de Ciências Sociais, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.
- SENGUPTA, Partha. Disclosure timing: Determinants of quarterly earnings release dates. *Journal of Accounting and Public Policy*. v. 23, p. 457-482. 2004.
- SILVA, Carlos Eduardo Vieira da; SILVA, Adolfo Henrique Coutinho e; SANCOVSCHI, Moacir. Evidências sobre o prazo médio de publicação de demonstrações contábeis de empresas brasileiras de capital aberto. CONGRESSO USP CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 2006. São Paulo. Anais...
- SON, Myungsoo e CRABTREE, Aaron D. Earnings Announcement Timing and Analyst Following. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*. v. 26, n. 2, p. 443-468, April 2011.
- WHITTRED, G. P. Audit qualification and the timeliness of corporate annual reports. *The Accounting Review*. v. LV, n. 4, p. 563-577, October 1980.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 2001.
- \_\_\_\_\_. *Introductory econometrics: a modern approach*. 2. ed. Thomson Southwestern, Ohio, 2002.
- WU, Chen-Hui; WU, Chin-Shun; LIU, Victor W. The releasing timing of annual reports and board characteristics. *The International Journal of Business and Finance Research*. v. 2, n. 1, p. 103-118, 2008.