



GRADUATE SCHOOL OF BUSINESS ADMINISTRATION

KOBE UNIVERSITY

ROKKO KOBE JAPAN

201508a

決算発表集中日の選択・非選択とその決定要因
—バッド・ニュースに対する短期的な株価反応の観点から—

森脇 敏雄

Current Management Issues



決算発表集中日の選択・非選択とその決定要因

－バッド・ニュースに対する短期的な株価反応の観点から－

神戸大学大学院経営学研究科博士後期課程 3年

森脇敏雄

moriwaki@stu.kobe-u.ac.jp

本稿：2015年8月24日

<論文要旨>

本稿の目的は、バッド・ニュースを開示する企業が決算発表集中日を選択するかどうかの決定要因を明らかにすることである。こうした目的のもと、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施する確率が、短期的な株価を意識する動機の強い（弱い）企業で高く（低く）なっているかどうかを調査した。その結果、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施する確率が高くなり、その確率は、安定保有比率と負の関連性を有することを発見している。本稿の発見事項は、(1) 経営者予想がバッド・ニュースであるかどうかが決算発表集中日の選択・非選択の意思決定に影響を与えていること、(2) 長期保有を目的とする投資家の影響力が強い企業は、短期的な株価を意識する動機が弱いため、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に、決算発表を集中日に実施する確率が低くなっていることを示唆している。

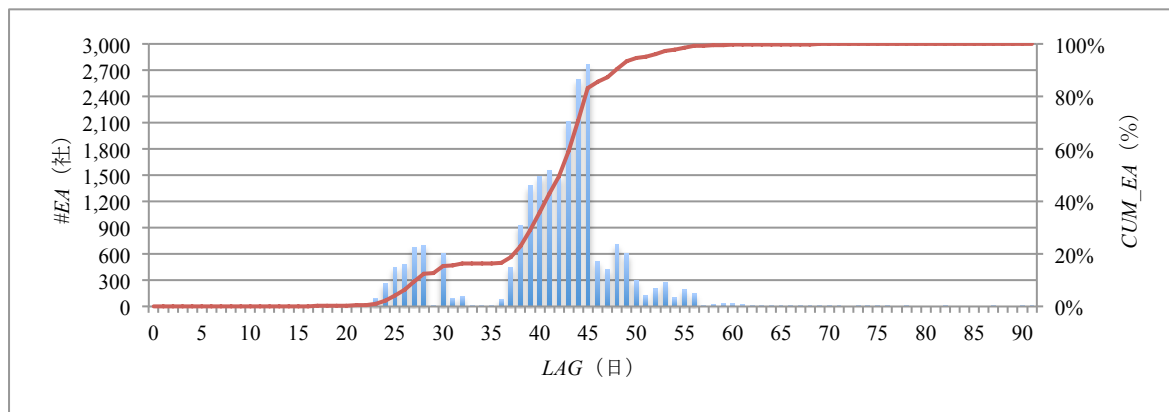
<キーワード>

決算発表の集中化、注意力の限界、バッド・ニュース、短期的な株価反応

1. はじめに

本稿の目的は、バッド・ニュースを開示する企業が決算発表集中日を選択するかどうかの決定要因を明らかにすることである。図表 1 は、日本の証券市場に上場する 3 月決算企業（銀行・証券・保険を除く一般事業会社）が実施した 2006 年 3 月期から 2014 年 3 月期までの年次決算発表（延べ 22,215 企業・年度）を対象とし、決算期末からの経過日数（LAG）ごとに、決算発表企業数（#EA）とその累積度数（CUM_EA）を示したものである。要約すると、決算発表は 40 日目から 45 日目にかけて集中することがわかる。こうした現象は決算発表の集中化と呼ばれ、投資家や証券アナリストが決算短信を分析する時間を制約し、その結果、市場の効率性を低下させることが懸念されている（決算短信に関する研究会, 2006）。こうした指摘と整合し、これまでの先行研究では、決算発表の集中化が実績利益情報や経営者予想に対する迅速な株価形成を阻害することが明らかにされている（Hirshleifer, Lim, and Teoh, 2009; 森脇, 2015b）。

図表 1：決算発表の集中化の傾向



(注) LAG が 90 日を超える場合には、91 日に含めている。
(出所) 日経 NEEDS Financial Quest から取得したデータより筆者作成。

決算発表の集中化の背景には、バッド・ニュースを開示する企業が意図的に決算発表集中日を選択するといった行動の存在が指摘され（日本経済新聞朝刊, 1989 年 5 月 10 日付; 梅澤, 2002）、これまでの先行研究では、こうした指摘と整合的な実証的証拠も提示されている（deHaan, Shevlin, and Thornock, 2015）。deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) は、米国の証券市場に上場する企業を対象とし、決算発表企業数が多くなるほど、実績利益情報がバッド・ニュースになる傾向を発見している。deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) の予測に基づけば、この証拠は、短期的な株価急落、あるいはメディアを通じたバッド・ニュースの伝播を回避するために、決算発表企業数の増加が予想される日にバッド・ニュースを開示している企業が存在することを示唆している。ただし、deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) では、こうした証拠の背景にある動機は実証的に調査されておらず、分析結果には代替的な解釈の余地が残されているといえる。

そこで本稿では、DellaVigna and Pollet (2009) に基づき、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択するかどうかの決定要因を実証的に調査する。DellaVigna and Pollet (2009) に基づく仮説は次の通りである。すなわち、決算発表の集中日にバッド・ニュースを開示する確率は、短期的な株価を意識する動機の強い（弱い）企業で高く（低く）なるというものである。仮説を検証するために、短期的な株価を意識する動機が強い（弱い）企業であるかどうかを、株主の投資期間、エクイティ・インセンティブ、公募増資といった変数で代理している。こうした検証により、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施するという意思決定が、短期的な株価に対する企業の動機の強さを反映したものであるのかどうかを明らかにすることができる。

検証の結果、次のような発見事項を得ている。経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する企業はその他の企業と比較して、決算発表を集中日に実施する確率が高くなることを発見している。さらに、その確率は、安定保有比率と負の関連性を有すること、外国人保有比率、ストック・オプション制度の有無とは無関係であること、決算発表後の公募増資と負の関連性を有することを明らかにしている。これらの発見事項のうち、公募増資に関する分析結果は事前の予測と異なるものであり、追加的な検証の余地が残されているが、本稿の発見事項は、(1) 経営者予想がバッド・ニュースであるかどうかは決算発表集中日の選択・非選択の意思決定に影響を与えていること、(2) 長期保有を目的とする投資家の影響力が強い企業は、短期的な株価を意識する動機が弱いため、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に、決算発表を集中日に実施する確率が低くなっていることを示している。

本稿の分析結果は、次のような貢献を有している。上述したように、deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) は、決算発表企業数が多くなるほど、実績利益情報がバッド・ニュースになる傾向を明らかにしているが、その背景に、短期的な株価急落を回避する、あるいはメディアを通じたバッド・ニュースの伝播を回避するといった動機が存在するかどうかは調査対象とされていない。本稿では、deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) に残された代替的な解釈の可能性を排除することを目的とし、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施する確率が、短期的な株価を意識する動機の強い（弱い）企業で高く（低く）なっているかどうかを調査した。この意味において、本稿の分析結果は、deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) に対する追加的な証拠であるといえる。

加えて、本稿の分析結果は、バッド・ニュースの開示タイミングをめぐる企業の動機を評価する際の実証的な証拠となることが期待される。決算短信に関する研究会 (2006) では、決算発表が集中することによって、投資家や証券アナリストが決算情報を分析する時間が制約され、市場の効率性が低下することが指摘されており、こうした指摘と整合的な実証的証拠も提示されている (Hirshleifer, Lim, and Teoh, 2009; 森脇, 2015b)。本稿の分析結果によれば、長期保有を目的とする投資家の影響力が強くなるほど、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施する確率は低くなることから、長期保有を目的とする投資家の影響力が強い企業では、決算発表の集中化が投資家や証券アナリストによる決算情報の分析

に与える影響を考慮して、経営者予想に関するバッド・ニュースの開示タイミングを選択する傾向にあると評価できる。

本稿の構成は次の通りである。続く第2節では、先行研究をレビューし、検証する仮説を設定する。第3節では、リサーチ・デザイン、第4節では、サンプルとデータについて詳述する。第5節、第6節では、回帰式の推定結果、追加分析の結果を報告する。第7節では、発見事項を要約するとともに、本稿の貢献と残された課題を述べる。

2. 先行研究と仮説設定

注意力の限界 (Limited attention) とは、投資家が情報処理に利用できる時間や投資家の分析能力には限界があることを意味する。DellaVigna and Pollet (2009) は、注意力の限界に起因して生じる利益情報に対する過小反応とバッド・ニュースの開示タイミングの関連性について、数理モデルに基づく予測を提示している。その予測は図表2のように要約される¹。注意力の限界に起因して利益情報に対する過小反応が生じると²、短期的には株価反応が遅れるため、短期的な株価を最大化する動機をもつ企業 (Short-term manager) は、グッド・ニュースを開示する場合に過小反応が生じる日を回避し、バッド・ニュースを開示する場合に過小反応が生じる日を選択することが予想される。

図表2：利益情報に対する過小反応が生じる日の選択確率

	Bad News	Indifferent	Good News
Long-term manager			
Short-term manager	High		Low

(出所) DellaVigna and Pollet [2009]を参考に筆者作成。

他方、長期的にみれば利益情報に対する過小反応は解消されるため、長期的な株価を最大化する動機をもつ企業 (Long-term manager)、すなわち、短期的な株価を意識する動機の弱い企業が利益情報に対する過小反応が生じる日を選択する確率は、利益情報の内容に対して無差別になる。したがって、バッド・ニュースを開示する場合に、決算発表集中日のような利益情報に対する過小反応が生じる日を選択する確率は、短期的な株価を意識する動機の強い (弱い) 企業で高く (低く) なることが予想される。

DellaVigna and Pollet (2009) 等の研究を踏まえて、deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) は、

¹ DellaVigna and Pollet (2009) に関する記述は、森脇 (2015a, 2015b) を参考にしている。

² Hirshleifer, Lim, and Teoh (2009) は、米国の証券市場に上場する企業が実施した四半期決算発表を対象とし、決算発表企業数が増加するほど、実績利益情報に対する過小反応が大きくなることを報告している。同様に、森脇 (2015b) は、日本の証券市場に上場する企業が実施した年次決算発表を対象とし、決算発表を集中日に実施している企業はそうでない企業と比較して、実績利益情報と経営者予想に対する株価の初期反応が弱くなり、決算発表後の比較的短期間ではあるものの、実績利益情報に対する株価のドリフトが強くなっていることを明らかにしている。こうした証拠は、決算発表の集中化によって投資家の注意力が散漫になり、その結果、利益情報に対する迅速な株価形成が阻害されているという主張と整合的なものであるといえる。

決算発表企業数の増加が予想される日にバッド・ニュースを開示する動機として、(1) 短期的な株価急落を回避すること、(2) メディアを通じたバッド・ニュースの伝播を避けることを取り上げ、決算発表企業数が増加するほど、実績利益サプライズが負に大きくなることを明らかにしている。他方、経営者予想サプライズについては、実績利益サプライズと同様の傾向は確認されていない³。deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) の発見事項は、短期的な株価急落、あるいはメディアを通じたバッド・ニュースの伝播を意識し、決算発表企業数の増加が予想される日に実績利益に関するバッド・ニュースを開示する企業が存在することを示唆している。

ただし、deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) は、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表企業数の増加が予想される日を選択するかどうか、短期的な株価急落やメディアを通じたバッド・ニュースの伝播を避ける動機の程度に依存しているかどうかを調査されておらず、分析結果は代替的な解釈の余地が残されているといえる。そこで本稿では、DellaVigna and Pollet (2009) のモデルに基づき、短期的な株価を意識する動機の程度を観察可能な変数によって代理し、検証する仮説を設定する。代理変数の候補は、株主の投資期間、エクイティ・インセンティブ、公募増資である。

Bushee (1998) は、短期志向の機関投資家による株式保有割合が高い企業ほど、目標利益を達成するために研究開発費が削減される確率が高くなることを明らかにしている。Shuto and Iwasaki (2014) は、安定保有の度合いが高い企業ほど、短期的な利益目標を達成するために研究開発費などの裁量的支出を削減する確率が低くなることを明らかにしている。したがって、株主の投資期間が短い(長い)企業ほど、短期的な株価を意識した行動を取る動機が強くなる(弱くなる)ことが予想される。検証する仮説は次の通りである。

仮説 1：株主の投資期間が短い(長い)企業ほど、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択する確率は高く(低く)なる。

Cheng and Warfield (2005) は、権利未確定のストック・オプションの保有量や経営者による株式保有割合が大きくなるほど、アナリスト予想と同値、あるいはアナリスト予想をわずかに上回る利益を報告する確率が高くなることを明らかにしている。他方、Armstrong, Jagolinzer, and Larcker (2010) は、株価に対するストック・オプションの価値の感応度が高い企業ほど、会計操作 (Accounting manipulation) に関連する修正再表示、集団訴訟、SEC の調査といった事象の発生確率が低くなることを報告している。このように、エクイティ・インセンティブがもたらす影響は先行研究間で一貫していないため、2通りの対立仮説を提示する。

仮説 2a：エクイティ・インセンティブが強い企業ほど、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択する確率は高くなる。

³ この発見事項は、deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) の追加分析 (Appendix B. Supplementary Information) に関するものである。

仮説 2b：エクイティ・インセンティブが強い企業ほど、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択する確率は低くなる。

Cohen and Zarowin (2010) は、公募増資が行われる決算期はその周辺の決算期と比べて、利益増加型の会計的裁量行動や実体的裁量行動が行われることを発見している。こうした証拠を踏まえると、決算発表後の期間に公募増資を控えている企業ほど、短期的な株価を意識した行動を取る動機が強くなることが予想される。よって、次の仮説を設定する。

仮説 3：公募増資を控えている企業はそうでない企業と比較して、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択する確率は高くなる。

3. リサーチ・デザイン

仮説を検証するために、後述の回帰式のパラメータを最尤法により推定する⁴。被説明変数の *CON* は決算発表を集中日に実施していれば 1、そうでなければ 0 をとる変数である。変数の定義は図表 3 に要約している。バッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択するには、バッド・ニュースが確定した段階で、決算発表が集中する日を予測する必要がある。図表 4 の Panel A は、日本の証券市場に上場する企業（銀行・証券・保険を除く一般事業会社）が実施した 2006 年 3 月期から 2014 年 3 月期までの年次決算発表（延べ 22,215 企業・年度）を対象とし、年度 (*YEAR*) ごとに、決算発表企業数の上位 3 日間 (*CON1*, *CON2*, *CON3*) の日付 (*DATE*)、曜日 (*WEEKDAY*)、決算発表企業数 (*#EA*) を示したものである。

要約すると、決算発表は 5 月の第 3 金曜日 (2006 年)、決算期末後から 45 日目 (2007 年、2008 年)、決算期末後から 45 日以内に到来する最も遅い金曜日 (2009 年から 2014 年) に最も集中していることがわかる。こうした傾向を踏まえると、決算発表集中日は、曜日や決算期末後の経過日数といった観点から規則的に決まっており、事前の予測は可能であるといえる。よって本稿では、決算発表企業数が最も多い日を決算発表の集中日とみなして分析を行う⁵。

⁴ Λ はロジスティック分布に従う累積分布関数であることを意味する。

⁵ 全ての年度ではないが、第 2 集中日 (*CON2*) は第 1 集中日 (*CON1*) の前日、第 3 集中日 (*CON3*) は第 2 集中日 (*CON2*) の前日または翌日になる傾向があり、第 1 集中日と同様に、第 2 集中日や第 3 集中日についても事前の予測が可能であるかもしれない。ただし、年度によってその程度は異なるものの、第 1 集中日の決算発表企業数は第 2 集中日や第 3 集中日のそれと比較して特に多くなる傾向にあることを重視し、第 1 集中日のみを決算発表集中日とみなして分析を行う。

$$\begin{aligned} \Pr (CON_{it}=1|X) = & \Lambda(\alpha_0+\beta_1ABAD_{it}+\beta_2FBAD_{it}+\beta_3FOREIGN_{it}+\beta_4ABAD_{it}*FOREIGN_{it}+\beta_5FBAD_{it}*FOREIGN_{it}+ \\ & \beta_6STABLE_{it}+\beta_7ABAD_{it}*STABLE_{it}+\beta_8FBAD_{it}*STABLE_{it}+\beta_9SO_{it}+\beta_{10}ABAD_{it}*SO_{it}+ \\ & \beta_{11}FBAD_{it}*SO_{it}+\beta_{12}CEO_{it}+\beta_{13}ABAD_{it}*CEO_{it}+\beta_{14}FBAD_{it}*CEO_{it}+\beta_{15}SEO_{it}+\beta_{16}ABAD_{it}*SEO_{it}+ \\ & \beta_{17}FBAD_{it}*SEO_{it}+Controls+CalendarEffects+Year/IndustryDummies) \end{aligned}$$

図表 3：変数の定義

変数	定義
CON	決算発表集中日ダミー（決算発表を集中日に実施していれば 1，そうでなければ 0）
ABAD	実績利益サプライズ（ t 期実績利益（経常利益） $-t$ 期決算発表直前の t 期経営者予想（経常利益）） $\div t$ 期末株式時価総額）がバッド・ニュース（実績利益サプライズの符号が負の企業の第 3 四分位点以下）であれば 1，そうでなければ 0
FBAD	経営者予想サプライズ（ $(t+1)$ 期経営者予想（経常利益） $-t$ 期実績利益（経常利益）） $\div t$ 期末株式時価総額）がバッド・ニュース（経営者予想サプライズの符号が負の企業の第 3 四分位点以下）であれば 1，そうでなければ 0
FOREIGN	外国人保有比率（有価証券報告書の「株式等の状況」に記載されている外国法人等（個人以外と個人の合計）による株式保有割合）
STABLE	安定保有比率（国内会社による保有株式のうち，（1）相互保有関係にある会社が保有する株式，（2）生損保・銀行・信金が保有する株式（特別勘定または信託勘定で保有する株式を除く），（3）公開会社が保有する金融機関株式，（4）公開関連会社（親会社など）が保有する株式，（5）役員が保有する株式，（6）従業員などが保有する株式，（7）自己株式，（8）法人が保有する大口株式のいずれかに属する株式の比率）
SO	ストック・オプション制度を導入していれば 1，そうでなければ 0
CEO	経営者株式保有比率（有価証券報告書の「役員状況」に記載されている代表取締役会長，代表取締役社長等の経営者による株式保有割合の合計）
SEO	$t+1$ 期に公募増資の取締役会決議が行われていれば 1，そうでなければ 0
Controls	コントロール変数（ <i>LNSIZE</i> ：株式時価総額（3 月末の終値 \times 3 月末の発行済株式総数）の自然対数， <i>MAINBANK</i> ：メインバンク株式保有比率， <i>LEV</i> ：レバレッジ（負債 \div 総資産）， <i>BTM</i> ：簿価時価比率（自己資本 \div 3 月末の株式時価総額））， <i>LAGCON</i> ：前年度決算発表集中日ダミー）
CalendarEffects	カレンダー効果（ <i>FRIDAY</i> ：決算発表日の曜日が金曜日であれば 1，そうでなければ 0， <i>LAG</i> ：決算発表日 $-$ 決算期末日）
Year/IndustryDummies	年度・産業ダミー（東証 33 業種分類）

図表 4：決算発表の集中化の傾向（年度別）

YEAR	CON1			CON2			CON3		
	DATE	WEEKDAY	#EA	DATE	WEEKDAY	#EA	DATE	WEEKDAY	#EA
2006/3	2006/5/19	Friday	409	2006/5/12	Friday	243	2006/5/15	Monday	206
2007/3	2007/5/15	Tuesday	415	2007/5/18	Friday	347	2007/5/11	Friday	251
2008/3	2008/5/15	Thursday	593	2008/5/14	Wednesday	271	2008/5/9	Friday	222
2009/3	2009/5/15	Friday	667	2009/5/14	Thursday	324	2009/5/13	Wednesday	248
2010/3	2010/5/14	Friday	790	2010/5/13	Thursday	332	2010/5/12	Wednesday	231
2011/3	2011/5/13	Friday	813	2011/5/12	Thursday	365	2011/5/11	Wednesday	232
2012/3	2012/5/11	Friday	567	2012/5/14	Monday	324	2012/5/15	Tuesday	308
2013/3	2013/5/10	Friday	518	2013/5/14	Tuesday	345	2013/5/15	Wednesday	293
2014/3	2014/5/9	Friday	441	2014/5/14	Wednesday	322	2014/5/15	Thursday	283

ABAD と *FBAD* は、年次決算短信で開示された経常利益⁶の実績値と予想値のバッド・ニュースを表す変数であり、それぞれ、十分に大きな株価の下落が予想されるケースをバッド・ニュースとみなしている。具体的には、実績利益サプライズ、経営者予想サプライズの符号が負の企業を対象とし、年度別にその第 3 四分位点を求め、実績利益サプライズ、経営者予想サプライズの大きさがその第 3 四分位点以下である場合をバッド・ニュースとしている。バッド・ニュースを開示する企業はそうでない企業と比べて、決算発表を集中日に実施する確率が高いとすれば、*ABAD* と *FBAD* の係数推定値は正になることが期待される。

FOREIGN と *STABLE* は株主の投資期間の長さを捉える変数である。投資期間が短い投資家

⁶ 米国会計基準または IFRS を採用している企業については、税引前利益を用いている。

として外国人投資家、投資期間が長いとして事業会社間の株式持合いや金融機関による株式保有等の安定保有に焦点をあてる。Uno and Kamiyama (2010) は、外国人投資家、個人投資家、一般事業会社、信託銀行、生保・損保、銀行といった株式の保有主体別に投資期間を算定した結果、外国人投資家、個人投資家は投資期間が短く、一般事業会社、生保・損保、銀行は投資期間が長いことを明らかにしている。株主の投資期間が短い（長い）企業ほど、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択する確率は高く（低く）なるとすれば、 $ABAD*FOREIGN$, $FBAD*FOREIGN$ の係数推定値は正、 $ABAD*STABLE$, $FBAD*STABLE$ の係数推定値は負になることが期待される。

SO はストック・オプション制度を導入していれば 1、そうでなければ 0 をとる変数、 CEO は経営者株式保有比率を表す変数である。ストック・オプションや経営者による株式保有のようなエクイティ・インセンティブの影響は先行研究で一貫しておらず、その影響を事前に予測することは困難であるため、2通りの対立仮説を提示し検証する。

SEO は決算発表後の期間における公募増資の有無を捉える変数である。決算発表後の期間における公募増資を行う企業ほど短期的な株価を意識した行動を取るとすれば、 $ABAD*SEO$, $FBAD*SEO$ の係数推定値は正になることが期待される。

この他に、次に掲げる変数をコントロール変数として回帰式に追加している。 $LNSIZE$, LEV , BTM はストック・オプション制度や公募増資による資金調達の有無が企業規模、財務特性、成長性の違いを捉えてしまう可能性をコントロールするため (Armstrong, Jagolinzer, and Larcker, 2010; Cohen and Zarowin, 2010), $MAINBANK$ は安定保有比率が株主の投資期間の影響に加えて、メインバンクによるモニタリングの効果を捉えてしまう可能性をコントロールするため、 $LAGCON$ は、 t 期の決算発表を集中日に実施するかどうかは $t-1$ 期の決算発表を集中日に実施しているかどうかに影響を受けている可能性があり、その影響をコントロールするために回帰式に含めている。

カレンダー効果 (*CalenderEffects*) は、決算発表の集中日の多くが金曜日であること、決算期末からの経過日数が長くなるほど決算発表が集中する傾向にあることを考慮したものであり、金曜日ダミー ($FRIDAY$) と決算期末からの経過日数 (LAG) を回帰式に含めている。

年度・産業ダミー (*Year/IndustryDummies*) は、年度別のマクロ経済要因、産業別の決算発表の集中化の傾向をコントロールするための変数である。図表 5 は、東証 33 業種分類の産業ごとに、決算発表集中日に決算発表を行っている企業の数 ($\#CON=1$)、企業数 ($\#FIRMS$)、決算発表集中日に決算発表を行っている企業の割合 ($\%CON=1$) を示したものである。電気・ガスでは 3%弱の企業しか集中日に決算発表を行っていないが、石油・石炭製品、建設などでは、30%近くの企業が集中日に決算発表を行っていることがわかる。産業内の横並び意識が決算発表を集中させていることは古くから指摘されており (日本経済新聞朝刊, 1990年5月22日付)、図表 5 はこうした傾向を反映している可能性がある。よって、本稿では、決算発表の集中化の背景にある産業別の要因をコントロールするために、産業ダミーを回帰式に含めている。

図表 5：決算発表の集中化の傾向（産業別）

	#CON=1	#FIRMS	%CON=1		#CON=1	#FIRMS	%CON=1
水産・農林	15	55	27.273%	電気機器	447	2,072	21.573%
鉱業	14	58	24.138%	輸送用機器	179	862	20.766%
建設	400	1,424	28.090%	精密機器	82	334	24.551%
食料品	211	858	24.592%	その他製品	159	664	23.946%
繊維製品	97	440	22.045%	電気・ガス	5	179	2.793%
パルプ・紙	41	187	21.925%	陸運	114	552	20.652%
科学	377	1,588	23.741%	海運	24	130	18.462%
医薬品	82	397	20.655%	空運	5	42	11.905%
石油・石炭製品	20	64	31.250%	倉庫・輸送関連	71	341	20.821%
ゴム製品	39	145	26.897%	情報・通信	405	1,960	20.663%
ガラス・土石製品	123	467	26.338%	卸売	598	2,375	25.179%
鉄鋼	72	462	15.584%	小売	315	1,278	24.648%
非鉄金属	78	330	23.636%	その他金融	38	306	12.418%
金属製品	197	658	29.939%	不動産	147	551	26.679%
機械	453	1,761	25.724%	サービス	405	1,675	24.179%

4. サンプルとデータ

本稿の検証対象は、日本の証券市場に上場する企業（銀行、証券、保険を除く）のうち、決算期末が3月かつ決算月数が12ヶ月の企業が実施した2006年3月期から2014年3月期までの年次決算発表であり、その数は延べ22,215企業・年度であった⁷。分析に用いる変数のうち、株価データは金融データソリューションズの「日本上場株式日次リターンデータ」、決算発表日および財務データは日本経済新聞デジタルメディアの「日経 NEEDS Financial Quest」、外国人保有比率、安定保有比率、経営者保有比率、メインバンク株式保有比率、ストック・オプション制度の有無のデータは日本経済新聞デジタルメディアの「コーポレート・ガバナンス評価システム（NEEDS-Cges）」から入手している⁸。

このうち、実績利益サプライズに関するデータが入手できない企業（延べ129企業・年度）、経営者予想サプライズに関するデータが入手できない企業（延べ915企業・年度）、外国人保有比率に関するデータが入手できない企業（延べ136企業・年度）、安定保有比率に関するデータが入手できない企業（1企業・年度）、ストック・オプション制度の有無に関するデータが入手できない企業（22企業・年度）、レバレッジに関するデータが入手できない企業（2企業・年度）、簿価時価比率が負の企業（延べ43企業・年度）、前年度の決算発表日に関するデータが入手できない企業（412企業・年度）を分析対象から除外している。その結果、最終サンプルは延べ20,555企業・年度になった。

続けて、分析に用いるデータの特性を確認する。図表6は、分析に用いる変数の記述統計量である。要約すると、分析に用いる変数のうち、異常値の存在を疑わせるような変数は存在し

⁷ 連結財務諸表を開示している企業は連結（日本基準優先）、その他の企業は個別を採用している。

⁸ 分析対象を3月決算企業に限定したのは、決算発表の集中化が3月決算企業に固有の現象であるためである。分析対象期間を2006年3月期から2014年3月期までとしたのは、NEEDS-Cgesにおいて、メインバンク株式保有比率のデータが入手可能であるのが2006年3月期から2014年3月期までであること、分析対象から銀行、証券、保険に属する企業を除外したのは、ストック・オプション制度の有無のデータについて、銀行、証券、保険に属する企業が収集対象外とされているためである。

ない。図表 7 は、分析に用いる変数間の相関係数である。決算発表を集中日に実施するかどうかは、前年度の決算発表を集中日に実施しているかどうか (*LAGCON*)、金曜日であるかどうか (*FRIDAY*)、決算期末から決算発表日までの経過日数 (*LAG*) と強い関連性を有していることが見て取れる。したがって、上述した仮説を検証する際には、これらの要因をコントロールすることが重要であるといえる。説明変数間の相関係数については、多重共線性の存在を疑わせるほどの強い相関関係は確認されなかったため、多重共線性の問題はない判断した。

図表 6：記述統計量

	Obs.	Mean	SD	Min	P1	P25	P50	P75	P99	Max
<i>CON</i>	20,555	0.237	0.425	0	0	0	0	0	1	1
<i>ABAD</i>	20,555	0.199	0.399	0	0	0	0	0	1	1
<i>FBAD</i>	20,555	0.237	0.425	0	0	0	0	0	1	1
<i>FOREIGN</i>	20,555	0.089	0.110	0	0	0.006	0.044	0.135	0.460	0.845
<i>STABLE</i>	20,555	0.439	0.180	0	0.048	0.306	0.446	0.571	0.826	0.980
<i>SO</i>	20,555	0.283	0.450	0	0	0	0	1	1	1
<i>CEO</i>	20,555	0.049	0.098	0	0	0.001	0.004	0.045	0.469	0.867
<i>SEO</i>	20,555	0.011	0.104	0	0	0	0	0	1	1
<i>LNSIZE</i>	20,555	9.702	1.792	4.949	6.360	8.404	9.475	10.803	14.426	17.121
<i>MAINBANK</i>	20,555	0.021	0.022	0	0	0	0.019	0.038	0.050	0.690
<i>LEV</i>	20,555	0.520	0.209	0.003	0.094	0.363	0.529	0.681	0.934	0.999
<i>BTM</i>	20,555	1.321	0.883	0.002	0.131	0.709	1.130	1.706	4.244	16.530
<i>LAGCON</i>	20,555	0.236	0.425	0	0	0	0	0	1	1
<i>FRIDAY</i>	20,555	0.343	0.475	0	0	0	0	1	1	1
<i>LAG</i>	20,555	40.966	7.349	1	24	39	43	45	56	136

(注) 図表 6 は、分析に用いる変数の記述統計量である。各変数の定義は次の通りである。*CON*=決算発表集中日ダミー (決算発表を集中日に実施していれば 1、そうでなければ 0)、*ABAD*=実績利益サプライズ (t 期実績利益 (経常利益) $-t$ 期 t 期経営者予想 (経常利益)) / $t-1$ 期末株式時価総額) がバッド・ニュース (実績利益サプライズの符号が負の企業の第 3 四分位点以下) であれば 1、そうでなければ 0、*FBAD*=経営者予想サプライズ ($t+1$ 期経営者予想 (経常利益) $-t$ 期実績利益 (経常利益)) / $t-1$ 期末株式時価総額) がバッド・ニュース (経営者予想サプライズの符号が負の企業の第 3 四分位点以下) であれば 1、そうでなければ 0、*FOREIGN*=外国人保有比率 (有価証券報告書の「株式等の状況」に記載されている外国法人等 (個人以外と個人の合計) による株式保有割合)、*STABLE*=安定保有比率 (国内会社による保有株式のうち、(1) 相互保有関係にある会社が保有する株式、(2) 生損保・銀行・信金が保有する株式 (特別勘定または信託勘定で保有する株式を除く)、(3) 公開会社が保有する金融機関株式、(4) 公開関連会社 (親会社など) が保有する株式、(5) 役員が保有する株式、(6) 従業員などが保有する株式、(7) 自己株式、(8) 法人が保有する大口株式のいずれかに属する株式の比率)、*SO*=ストック・オプション制度を導入していれば 1、そうでなければ 0、*CEO*=経営者株式保有比率 (有価証券報告書の「役員等の状況」に記載されている代表取締役会長、代表取締役社長等の経営者による株式保有割合の合計)、*SEO*= $t+1$ 期に公募増資の取締役会決議が行われていれば 1、そうでなければ 0、*LNSIZE*=株式時価総額 (3 月末の終値 \times 3 月末の発行済株式総数) の自然対数、*MAINBANK*=メインバンク株式保有比率、*LEV*=レバレッジ (負債 / 総資産)、*BTM*=簿価時価比率 (自己資本 / 3 月末の株式時価総額)、*LAGCON*=前年度決算発表集中日ダミー、*FRIDAY*=決算発表日の曜日が金曜日であれば 1、そうでなければ 0、*LAG*=決算発表日-決算期末日、*Year/IndustryDummies*=年度・産業ダミー (東証 33 業種分類)。

図表 7：相関係数

	<i>CON</i>	<i>ABAD</i>	<i>FBAD</i>	<i>FOREIGN</i>	<i>STABLE</i>	<i>SO</i>	<i>CEO</i>	<i>SEO</i>
<i>CON</i>								
<i>ABAD</i>	-0.004							
<i>FBAD</i>	0.020***	-0.090***						
<i>FOREIGN</i>	-0.104***	-0.030***	-0.007					
<i>STABLE</i>	-0.012*	0.011	0.023***	-0.428***				
<i>SO</i>	-0.019***	0.013*	-0.094***	0.145***	-0.071***			
<i>CEO</i>	0.091***	0.042***	-0.063***	-0.291***	0.170***	0.125***		
<i>SEO</i>	0.003	-0.013*	-0.025***	0.036***	-0.027***	0.021***	0.013*	
<i>LNSIZE</i>	-0.154***	-0.060***	-0.025***	0.752***	-0.318***	0.073***	-0.398***	0.055***
<i>MAINBANK</i>	0.084***	-0.024***	0.047***	-0.095***	-0.063***	-0.207***	-0.019***	-0.013*
<i>LEV</i>	0.042***	0.001	0.002	-0.141***	-0.023***	-0.071***	-0.132***	0.062***
<i>BTM</i>	0.118***	0.004	0.151***	-0.246***	0.124***	-0.207***	0.084***	-0.055***
<i>LAGCON</i>	0.445***	-0.008	0.014**	-0.122***	-0.005	-0.042***	0.102***	-0.004
<i>FRIDAY</i>	0.544***	0.006	-0.008	-0.101***	0.014*	-0.007	0.050***	-0.001
<i>LAG</i>	0.188***	0.017**	0.007	-0.199***	-0.021***	-0.030***	0.214***	-0.018***

図表 7：相関係数（続き）

	<i>LNSIZE</i>	<i>MAINBANK</i>	<i>LEV</i>	<i>BTM</i>	<i>LAGCON</i>	<i>FRIDAY</i>	<i>LAG</i>
<i>LNSIZE</i>							
<i>MAINBANK</i>	-0.040***						
<i>LEV</i>	-0.053***	0.093***					
<i>BTM</i>	-0.418***	0.221***	-0.149***				
<i>LAGCON</i>	-0.170***	0.080***	0.045***	0.112***			
<i>FRIDAY</i>	-0.127***	0.046***	0.037***	0.074***	0.294***		
<i>LAG</i>	-0.280***	0.170***	0.108***	0.068***	0.204***	0.011	

（注）図表 7 は、分析に用いる変数間の相関係数である。各変数の定義は次の通りである。*CON*=決算発表集中日ダミー（決算発表を集中日に実施していれば 1、そうでなければ 0）、*ABAD*=実績利益サプライズ（ t 期実績利益（経常利益） $-t$ 期決算発表直前の t 期経営者予想（経常利益））/ $t-1$ 期末株式時価総額）がバッド・ニュース（実績利益サプライズの符号が負の企業の第 3 四分位点以下）であれば 1、そうでなければ 0、*FBAD*=経営者予想サプライズ（ $t+1$ 期経営者予想（経常利益） $-t$ 期実績利益（経常利益））/ $t-1$ 期末株式時価総額）がバッド・ニュース（経営者予想サプライズの符号が負の企業の第 3 四分位点以下）であれば 1、そうでなければ 0、*FOREIGN*=外国人保有比率（有価証券報告書の「株式等の状況」に記載されている外国法人等（個人以外と個人の合計）による株式保有割合）、*STABLE*=安定保有比率（国内会社による保有株式のうち、（1）相互保有関係にある会社が保有する株式、（2）生損保・銀行・信金が保有する株式（特別勘定または信託勘定で保有する株式を除く）、（3）公開会社が保有する金融機関株式、（4）公開関連会社（親会社など）が保有する株式、（5）役員が保有する株式、（6）従業員などが保有する株式、（7）自己株式、（8）法人が保有する大口株式のいずれかに属する株式の比率）、*SO*=ストック・オプション制度を導入していれば 1、そうでなければ 0、*CEO*=経営者株式保有比率（有価証券報告書の「役員等の状況」に記載されている代表取締役会長、代表取締役社長等の経営者による株式保有割合の合計）、*SEO*= $t+1$ 期に公募増資の取締役会決議が行われていれば 1、そうでなければ 0、*LNSIZE*=株式時価総額（3 月末の終値 \times 3 月末の発行済株式総数）の自然対数、*MAINBANK*=メインバンク株式保有比率、*LEV*=レバレッジ（負債/総資産）、*BTM*=簿価時価比率（自己資本/3 月末の株式時価総額）、*LAGCON*=前年度決算発表集中日ダミー）、*FRIDAY*=決算発表日の曜日が金曜日であれば 1、そうでなければ 0、*LAG*=決算発表日-決算期末日。***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを表している（両側検定）。

5. 回帰式の推定結果

図表 8 の（1）は、*CON* を被説明変数、*ABAD*、*FBAD* を説明変数とする回帰式の推定結果である。要約すると、事前の予想とは異なり、*ABAD* の係数推定値の符号は負であったが、統計的に有意ではなかった。他方、*FBAD* の係数推定値は 0.154 であり、5%水準で統計的に有意に正であった。こうした推定結果は、deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) は異なる傾向であり、日本の証券市場においては、経営者予想がバッド・ニュースであるかどうか、決算発表を集中日に実施するかどうかの意思決定に影響を与えているといえる。

図表 8 の（2）は、全ての説明変数を回帰式に含めた場合の推定結果である。仮説 1 に関する分析結果を要約すると、*FBAD*STABLE* の係数推定値は-0.494 であり、5%水準で統計的に有意に負であった。したがって、安定保有比率が高い企業ほど、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択する確率は低くなるといえる。こうした分析結果は、長期保有を目的とする投資家の影響力が強い企業ほど、短期的な株価を意識する動機が弱いため、バッド・ニュースを開示する場合であっても、決算発表を集中日に実施する確率が低くなっていることを示唆している。

他方、*FBAD*FOREIGN* の係数推定値は統計的に有意ではないことから、株主の投資期間が短いほど、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択する確率が高くなるとはいえない。外国人投資家は、投資期間が短いことに加えて、企業に対するモニタリングの役割を有しているとされる（光定・蜂谷, 2009）。したがって、外国人保有比率の変数は、投資期

間と企業に対するモニタリングの2つの効果を捉えており、そのことが分析結果に影響を与えているかもしれない。

図表8：回帰式の推定結果

Variables	Prediction	(1)		(2)	
		Coefficient	z-statistics	Coefficient	z-statistics
<i>ABAD</i>	+	-0.085	(-1.210)	-0.077	(-0.497)
<i>FBAD</i>	+	0.154**	(1.980)	0.425***	(2.850)
<i>FOREIGN</i>	+			-0.381	(-1.164)
<i>ABAD*FOREIGN</i>	+			0.604	(0.940)
<i>FBAD*FOREIGN</i>	+			-0.348	(-0.837)
<i>STABLE</i>	-			-0.356**	(-2.462)
<i>ABAD*STABLE</i>	-			-0.064	(-0.438)
<i>FBAD*STABLE</i>	-			-0.494**	(-2.144)
<i>SO</i>	?			0.103**	(2.004)
<i>ABAD*SO</i>	?			-0.076	(-0.624)
<i>FBAD*SO</i>	?			-0.035	(-0.406)
<i>CEO</i>	?			0.073	(0.332)
<i>ABAD*CEO</i>	?			0.132	(0.288)
<i>FBAD*CEO</i>	?			-0.620	(-1.360)
<i>SEO</i>	+			0.253	(1.511)
<i>ABAD*SEO</i>	+			0.596	(1.326)
<i>FBAD*SEO</i>	+			-0.721**	(-2.466)
<i>LNSIZE</i>	?			0.007	(0.224)
<i>MAINBANK</i>	?			4.241***	(4.197)
<i>LEV</i>	?			0.118	(0.758)
<i>BTM</i>	?			0.038	(1.036)
<i>LAGCON</i>	+			1.666***	(4.172)
<i>FRIDAY</i>	+	3.099**	(2.335)	2.894**	(2.150)
<i>LAG</i>	+	0.122**	(2.545)	0.091**	(2.418)
<i>Year/IndustryDummies</i>		Included		Included	
Constant		-9.794***	(-2.909)	-8.866***	(-2.942)
Obs.		20,555		20,555	
Pseudo R2		0.345		0.405	

(注) 図表8は、回帰式の推定結果を要約したものである。各変数の定義は次の通りである。*CON*=決算発表集中日ダミー（決算発表を集中日に実施していれば1、そうでなければ0）、*ABAD*=実績利益サプライズ（ t 期実績利益（経常利益） $-t$ 期決算発表直前の t 期経営者予想（経常利益））/ $t-1$ 期末株式時価総額）がバッド・ニュース（実績利益サプライズの符号が負の企業の第3四分位点以下）であれば1、そうでなければ0、*FBAD*=経営者予想サプライズ（ $t+1$ 期経営者予想（経常利益） $-t$ 期実績利益（経常利益））/ $t-1$ 期末株式時価総額）がバッド・ニュース（経営者予想サプライズの符号が負の企業の第3四分位点以下）であれば1、そうでなければ0、*FOREIGN*=外国人保有比率（有価証券報告書の「株式等の状況」に記載されている外国法人等（個人以外と個人の合計）による株式保有割合）、*STABLE*=安定保有比率（国内会社による保有株式のうち、（1）相互保有関係にある会社が保有する株式、（2）生損保・銀行・信金が保有する株式（特別勘定または信託勘定で保有する株式を除く）、（3）公開会社が保有する金融機関株式、（4）公開関連会社（親会社など）が保有する株式、（5）役員が保有する株式、（6）従業員などが保有する株式、（7）自己株式、（8）法人が保有する大口株式のいずれかに属する株式の比率）、*SO*=ストック・オプション制度を導入していれば1、そうでなければ0、*CEO*=経営者株式保有比率（有価証券報告書の「役員等の状況」に記載されている代表取締役会長、代表取締役社長等の経営者による株式保有割合の合計）、*SEO*= $t+1$ 期に公募増資の取締役会決議が行われていれば1、そうでなければ0、*LNSIZE*=株式時価総額（3月末の終値 \times 3月末の発行済株式総数）の自然対数、*MAINBANK*=メインバンク株式保有比率、*LEV*=レバレッジ（負債/総資産）、*BTM*=簿価時価比率（自己資本/3月末の株式時価総額）、*LAGCON*=前年度決算発表集中日ダミー）、*FRIDAY*=決算発表日の曜日が金曜日であれば1、そうでなければ0、*LAG*=決算発表日-決算期末日、*Year/IndustryDummies*=年度・産業ダミー（東証33業種分類）。括弧内の数値は企業と年度でクラスター補正を行った標準誤差に基づくz値である（Petersen, 2009）。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示している（両側検定）。

仮説2aと2bに関する分析結果を要約すると、*FBAD*SO*と*FBAD*CEO*の係数推定値はいずれも統計的に有意ではなかった。したがって、エクイティ・インセンティブの強さは、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施するという意思決定に影響を与えているとはいえない。本稿では、ストック・オプション制度の導入の有無のみに着目しており、Cheng and Warfield (2005) や Armstrong, Jagolinzer, and Larcker (2010) のように、ストック・オプションの契約内容の詳細に着目した場合には、異なる分析結果が得られる

可能性がある。また、経営者による株式保有については、経営者と株主の利害を一致させるというアラインメント効果と、経営者の努力インセンティブを低下させるというエントレンチメント効果という 2 つの効果が存在し、この予測と整合的な実証的証拠も提示されている (Teshima and Shuto, 2008)。こうした 2 つの効果が存在することに起因して、経営者による株式保有の効果を検出できていない可能性がある。

最後に、仮説 3 に関する分析結果を要約する。 $FBAD*SEO$ の係数推定値は -0.721 であり、事前の予想とは異なり、5%水準で統計的に有意に負であった。したがって、公募増資を控えている企業はその他の企業と比べて、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に決算発表集中日を選択する確率が低くなっているといえる。ただし、本稿の分析結果に基づく限りにおいて、事前の予想と異なる結果が得られた原因は明らかでない。

6. 追加分析

本稿では、次の 2 つの追加分析を行った。第 1 に、決算短信で開示される経常利益に代えて当期純利益を用いた場合である。分析の結果、実績利益情報と経営者予想のいずれにおいても、バッド・ニュースの開示は、決算発表を集中日に実施するかどうかとは無関係であることが確認された。当期純利益を用いた場合に統計的に有意な関連性が見られなかったことについては、現時点でその理由は明らかでなく、さらなる追加分析が必要であるといえる。

第 2 に、分析に用いている説明変数について、異常値処理を施した場合である。具体的には、年度ごとに、説明変数の分布の上下 1% を置換処理または除外した場合である。分析の結果、主たる分析と同様に、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施する確率は、安定保有比率と負の関連性を有すること、公募増資の有無と正の関連性を有すること確認している。以上の追加分析の結果を踏まえると、本稿の分析結果は、異常値処理の有無に対しては頑健であったが、分析に用いる利益数値の種類に対しては頑健でないといえる。

7. 結論と残された課題

本稿では、バッド・ニュースを開示する企業が決算発表集中日を選択するかどうかの決定要因を調査してきた。本稿の発見事項は次の通りである。経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する企業はその他の企業と比較して、決算発表を集中日に実施する確率が高くなることが明らかにされた。さらに、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施する確率は、安定保有比率と負の関連性を有すること、外国人保有比率、ストック・オプション制度の有無とは無関係であること、決算発表後の期間にける公募増資と負の関連性を有することを発見している。公募増資に関する分析結果は事前の予測と異なるもので

あるが、現時点では、その理由は明らかでない。本稿の発見事項は、(1) 経営者予想がバッド・ニュースであるかどうかが決算発表集中日の選択・非選択の意思決定に影響を与えていること、(2) 長期保有を目的とする投資家の影響力が強い企業は、短期的な株価を意識する動機が弱いいため、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に、決算発表を集中日に実施する確率が低くなっていることを示唆している。

本稿の貢献は、deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) の分析結果に残された代替的な解釈の可能性を排除することを試みたことにある。deHaan, Shevlin, and Thornock (2015) は、決算発表企業数が多くなるほど、実績利益情報がバッド・ニュースになる傾向を発見しているが、その傾向が、短期的な株価急落を回避する動機や、メディアを通じたバッド・ニュースの伝播を回避する動機の強さに起因するものであるのかが調査されていない。本稿では、短期的な株価を意識する動機の強さを株主の投資期間、エクイティ・インセンティブ、公募増資に関する変数で代理し、バッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施する確率が、短期的な株価を意識する動機の強い(弱い)企業で高く(低く)なっているかどうかを調査している。

加えて、本稿の分析結果は、バッド・ニュースの開示タイミングをめぐる企業の動機を評価するための実証的な証拠になることが期待される。決算短信に関する研究会(2006)によれば、決算発表の集中化は、投資家や証券アナリストが決算情報を分析する時間を制約し、その結果、市場の効率性を低下させることが危惧されてきた。本稿の分析結果は、長期保有を目的とする投資家の影響力が強くなるほど、経営者予想に関するバッド・ニュースを開示する場合に決算発表を集中日に実施する確率は低くなることから、長期保有を目的とする投資家の影響力が強い企業では、決算発表の集中化が投資家や証券アナリストによる決算情報の分析に与える影響を考慮して、経営者予想に関するバッド・ニュースの開示タイミングを選択する傾向にあるといえる。

こうした貢献を有する一方で、本稿には次のような課題が残されている。それは、メディアを通じたバッド・ニュースの伝播を回避する動機の強さを考慮した分析を行っていないことである。決算発表を集中日に実施するかどうかによって、メディアでバッド・ニュースが取り上げられる確率が異なるとすれば、メディアを通じたバッド・ニュースの伝播を避けることを目的として、決算発表を集中日に実施することは十分に予想される。したがって、バッド・ニュースがメディアで取り上げられる確率が、決算発表を集中日に実施している企業とそうでない企業で異なるかどうかを調査することによって、本稿を拡張することが可能になるであろう。

参考文献

- Armstrong, C. S., A. D. Jagolinzer, and D. F. Larcker. 2010. Chief Executive Officer Equity Incentives and Accounting Irregularities. *Journal of Accounting Research* 48 (2): 225-271.
- Bushee, B. J. 1998. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior. *The Accounting Review* 73 (3): 305-333.
- Cheng, Q. and T. D. Warfield. 2005. Equity Incentives and Earnings Management. *The Accounting Review* 80 (2): 441-476.
- Cohen, D. A. and P. Zaowin. 2010. Accrual-Based and Real Earnings Management Activities around Seasoned Equity Offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50 (1): 2-19.
- deHaan, E., T. Shevlin, and J. Thornock. 2015. Market (In) attention and the Strategic Scheduling and Timing of Earnings Announcements. *Journal of Accounting and Economics* 60 (1): 36-55.
- DellaVigna, S. and J. M. Pollet. 2009. Investor Inattention and Friday Earnings Announcements. *The Journal of Finance* 64 (2): 709-749.
- Hirshleifer, D., S. S. Lim, and S. H. Teoh. 2009. Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News. *The Journal of Finance* 64 (5): 2289-2325.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1): 435-480.
- Shuto, A. and T. Iwasaki. 2014. Stable Shareholdings, the Decision Horizon Problem and Earnings Smoothing. *Journal of Business Finance and Accounting* 41 (9-10): 1212-1242.
- Uno, J. and N. Kamiyama. 2010. Ownership Structure, Liquidity, and Firm Value: Effects of the Investment Horizon. Working Paper.
- Teshima, N. and A. Shuto. 2008. Managerial Ownership and Earnings Management: Theory and Empirical Evidence from Japan. *Journal of International Financial Management and Accounting* 19 (2): 107-132.
- 梅澤俊浩. 2002. 「経営者による決算発表日の裁量的選択」 産業経営 (33) : 67-88.
- 決算短信に関する研究会. 2006. 「決算短信に関する研究会報告～決算情報のより適切な開示に向けて～」 東京証券取引所.
- 光定洋介・蜂谷豊彦. 2009. 「株主構成と株式超過収益率の検証-市場志向的ガバナンスのわが国における有効性-」 証券アナリストジャーナル 47 (1) : 51-65.
- 森脇敏雄. 2015a. 「決算発表の集中化の経済的帰結-注意力の限界の観点から-」 六甲台論集-経営学編-61 (4) 1-17.
- 森脇敏雄. 2015b 「年次決算発表の集中化が利益情報に対する株価形成に与える影響」 神戸大学大学院経営学研究科大学院生ワーキング・ペーパー.