

Discussion Paper Series

RIEB

Kobe University

DP2016-J06

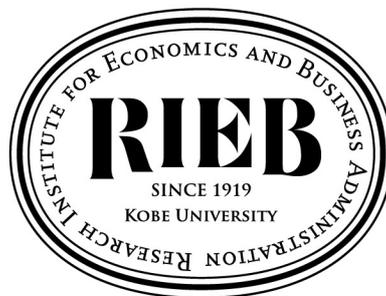
年次決算発表の集中化が
利益情報に対する株価形成に与える影響

神戸大学経済経営研究所ジュニアリサーチフェロー

森脇 敏雄

2016年9月11日改訂

*本ディスカッションペーパーは平成26年度兼松フェローシップ受賞論文です。



神戸大学 経済経営研究所

〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1

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*

森脇敏雄†

<論文要旨>

本稿の目的は、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を明らかにすることである。分析の結果、年次決算発表の集中化によって、実績利益情報に対する株価の初期反応が弱くなり、決算発表後の 10 日間において、実績利益情報に対する株価のドリフトが強くなることを発見した。本稿の発見事項は、年次決算発表の集中化によって、実績利益情報に対する市場の効率性が低下していることを示唆している。

* 本稿は、平成 26 年度兼松フェローシップを受賞した論文（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に提出した課程博士論文（決算発表の集中化が市場の効率性に与える影響と企業の動機に関する実証分析）の一部に加筆、修正を加えたものである。本稿の執筆にあたっては、博士課程の指導教官である桜井久勝先生をはじめ、課程博士論文の審査委員である後藤雅敏先生、音川和久先生には、多くのご指導を賜った。ここに記し深く感謝申し上げます。もちろん、ありうる誤謬は全て筆者の責に帰するものである。また、兼松フェローシップの受賞に際して、財団法人兼松貿易研究基金及び兼松株式会社から研究奨励金を交付して頂いたことについても心よりお礼申し上げます。

† 広島経済大学経済学部経営学科助教 ts-mori@hue.ac.jp

1. はじめに

本稿の目的は、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を明らかにすることである。決算短信の公表が決算期末後の特定日に集中する現象は、決算発表の集中化と呼ばれている。図表 1 は、日本の証券取引所に上場する 3 月決算企業が実施した 2004 年から 2014 年までの年次決算発表を対象とし、決算期末から決算発表日までの経過日数ごとに、決算発表企業数 (#EAD) とその 3 月決算企業に占める割合 (%EAD) を表したものである。要約すると、年次決算発表は、決算期末後 40 日目から 45 日目にかけて集中する傾向にあることがわかる。決算発表の集中化によって、市場における決算情報の消化に弊害が生じ、その結果、市場の効率性が低下することが懸念されている (決算短信に関する研究会 [2006])。これまでの先行研究では、こうした懸念と整合的な実証的証拠も提示されている (石塚・河 [1992a、1992b]、梅澤 [2002]、Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009]、Frederickson and Zolotoy [2016])。

(図表 1 を挿入)

ただし、上記の先行研究では、決算発表と同時期に開示される経営者予想が分析対象とされていない。Rogers and Buskirk [2013]は、レギュレーション FD (Fair Disclosure) が施行された 2007 年以降、決算発表と同じタイミングで経営者予想を開示する企業が増加する傾向にあることを指摘している。Zhang [2012]は、決算発表で開示される経営者予想の正確性が高いと予想される場合には、実績利益情報がより迅速に株価に織り込まれることを明らかにしている。これらの先行研究の発見事項は、決算発表の集中化が市場の効率性を低下させているかどうかを検証する際に、経営者予想を分析の俎上に乗せることが重要であることを示唆している。こうした背景のもと、本稿では、年次決算発表の集中化が実績利益情報と経営者予想に対する株価形成に与える影響を実証的に調査する。

2. 先行研究と仮説設定

これまでの先行研究では、決算発表の集中化によって投資家の注意力が低下し、その結果、市場の効率性が低下していることが実証的に明らかにされている。Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009]は、米国の証券市場に上場する企業が 1995 年から 2004 年までの間に実施した四半期決算発表を対象とし、四半期決算発表企業数が増加するほど、実績利益情報に対する株価の初期反応が弱くなり、利益情報に対する株価のドリフト (Post Earnings Announcement Drift: PEAD)¹が強くなることを明らかにしている。Frederickson and Zolotoy [2016]は、米国の証券市場に上場する企業が 1985 年第 4 四半期から 2006 年第 4 四半期までの間に実施した四半期決算発表を対象とし、Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009]と同様の証拠を得ている。これらの先行研究では、投資家が情報処理に利用できる時間

¹ 利益情報に対する株価のドリフトとは、利益サプライズの符号や大きさと整合的な株価反応が決算発表後の期間においても持続する現象のことであり、Ball and Brown [1968]、Bernard and Thomas [1989]、Foster, Olsen, and Shevlin [1984]、Ng, Tuna, and Verdi [2013]といった研究でその存在が明らかにされている。

や投資家の持つ分析能力には限界があるため (Limited attention)、決算発表企業数が増加すると、1銘柄あたりに向けられる投資家の注意力が低下することを仮説設定の根拠としている。本稿でも、これらの先行研究と同じ立場に立脚し、年次決算発表の集中化が実績利益情報と経営者予想に対する株価形成に影響を与えているかどうかを検証する。検証する仮説は次の通りである (対立仮説形式)。

仮説 1-1 (1-2) : 年次決算発表を集中日に実施している企業はその他の企業と比較して、実績利益情報 (経営者予想) に対する株価の初期反応が弱くなる。

仮説 2-1 (2-2) : 年次決算発表を集中日に実施している企業はその他の企業と比較して、実績利益情報 (経営者予想) に対する株価のドリフトが強くなる。

3. リサーチ・デザインとデータ

3.1. 年次決算発表集中日の選択

決算発表の集中化の背後には、業績悪化を目立たなくするために決算発表を集中日に実施するという行動の存在が指摘されてきた (日本経済新聞朝刊、1989年5月10日付)。この指摘は、年次決算発表を集中日に実施している企業とその他の企業とでは、企業特性が系統的に異なる可能性を示している。実際に、森脇 [2015b]は、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、年次決算発表を集中日に実施する確率が高くなっていることを明らかにしている。そこで本稿では、上述した自己選択バイアスの影響をコントロールするために、森脇 [2015b]を参考に、下記の (1) 式を推定し、得られた逆ミルズ比 (IMR) を主たる分析の説明変数として追加する。変数の定義は図表 2 に要約している。

(図表 2 を挿入)

$$\begin{aligned} Prob(CON_{it} = 1|X) &= \Phi(\alpha_0 + \beta_1 AES_{it} + \beta_2 MFS_{it} + \beta_3 FOREIGN_{it} + \beta_4 STABLE_{it} + \beta_5 ANNLAG_{it} \\ &+ \beta_6 LAGCON_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 FRIDAY_{it} + Year/IndustryDummies) \quad (1) \end{aligned}$$

Φ は標準正規分布に基づく累積分布関数を表している。被説明変数は、年次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 (CON) である。説明変数は、実績利益サプライズ (AES)、経営者予想サプライズ (MFS)、外国人株主保有比率 (FOREIGN)、安定保有比率 (STABLE)、決算期末から決算発表日までの経過日数 (ANNLAG)、前年度の年次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 (LAGCON)、企業規模 (SIZE)、金曜日ダミー (FRIDAY)、年度・産業ダミー (Year/IndustryDummies) である²。

² LAGCON は、除外制約 (Exclusion restriction) の条件を満たす変数として回帰式に含めている。除外制約の条件を満たす変数とは、1 段階目の回帰式の被説明変数とは相関を持つが、2 段階目の回帰式の被説明変数とは相関を

3.2. 仮説の検証

仮説を検証するために、(2) 式のパラメータを最小二乗法により推定する。被説明変数の $BHAR$ は、決算発表時点 ($BHAR[0:1]$) と決算発表後 ($BHAR[2:k]$) における企業規模・簿価時価比率調整済みバイ・アンド・ホールド・リターンである。決算発表日を日次 0 とする日次 0 から日次 1 までの 2 日間を決算発表時点、決算発表日を日次 0 とする日次 2 から日次 k まで ($k=11, 21, 31, 41, 51, 61$) を決算発表後と定義する。 $BHAR$ は、リターンの計測期間における個別企業のバイ・アンド・ホールド・リターンと、企業規模と簿価時価比率に基づいて組成されるベンチマーク・ポートフォリオのバイ・アンド・ホールド・リターンの差として計測されたものである³。

$$BHAR_{it} = \alpha_0 + \beta_1 AES_{it} + \beta_2 MFS_{it} + \beta_3 CON_{it} + \beta_4 AES_{it} * CON_{it} + \beta_5 MFS_{it} * CON_{it} + \sum Controls_{it} + Year/IndustryDummies + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

主たる説明変数は、実績利益サプライズ (AES)、経営者予想サプライズ (MFS)、決算発表集中日ダミー (CON) である。 AES は、 t 年の経常利益の実績値と t 年の経常利益の予想値 (t 年の決算発表日の直前の予想値) の差を t 年期末 (3 月末) の株式時価総額で除したものの、 MFS は、 $t+1$ 年の経常利益の予想値と t 年の経常利益の実績値の差を t 年期末 (3 月末) の株式時価総額で除したものと定義している^{4,5}。

持たない変数のことである (Lennox, Francis, and Wang [2012])。本稿のケースでは、1 段階目の回帰式の被説明変数である CON とは相関を持つが、2 段階目の回帰式の被説明変数である $BHAR$ とは相関を持たない変数がそれに該当する。森脇 [2015b]によれば、前年度の年次決算発表を集中日に実施しているかどうかは、当年度の年次決算発表を集中日に実施しているかどうかと正の関連性があることが明らかにされている。他方で、前年度の年次決算発表を集中日に実施しているかどうかは、当年度の年次決算発表時点または年次決算発表後の $BHAR$ とは関連性が低いと考えられる。

³ ベンチマーク・ポートフォリオの組成方法は次の通りである。東証 1 部上場企業の 6 月末時点の企業規模 (時価総額) を基準に上場企業を 5 つのポートフォリオに割り当て、さらに、企業規模に基づいて組成された 5 つのポートフォリオを東証 1 部上場企業の 3 月末の簿価時価比率 (非 3 月決算期企業については直近の決算期末の値) を基準にさらに 5 つのポートフォリオに割り当てる。すなわち、企業規模と簿価時価比率に基づいて計 25 個のポートフォリオが組成されることになる。ベンチマーク・ポートフォリオは、毎年 6 月末時点でリバランスされ、7 月から翌年 6 月末まで維持される。ベンチマーク・ポートフォリオの日次リターンは、各ポートフォリオに割り当てられた企業の日次リターンの単純平均値として計測されたものである。なお、企業規模と簿価時価比率に基づく分位点を作成する際に東証 1 部上場企業を選択したのは、特に企業規模のケースにおいて、東証 1 部上場企業が下位のポートフォリオに割り当てられないことを防ぐためである。東証 1 部上場企業が割り当てられないポートフォリオが存在すると、当該ベンチマーク・ポートフォリオのリターンは、特定の市場特性の影響を強く受けてしまうことになると思われる。

⁴ 本稿で定義している経営者予想サプライズは、先行研究において Management Forecast Innovation (Kato, Kunimura, and Skinner [2009]) と呼ばれているものである。経営者予想サプライズを、 $t+1$ 年の経常利益の予想値と $t+1$ 年の経常利益に対する決算発表前の投資家の期待の差と考えると、本稿で定義している経営者予想サプライズはこうした意味と合致しない。厳密な意味での経営者予想サプライズを算定するには、 $t+1$ 年の経常利益に対する決算発表前の投資家の期待の代理変数として、決算発表前の $t+1$ 年の経常利益に対するコンセンサス予想を用いるのが適切である。ただし、太田・河瀬 [2014]によれば、アナリスト・カバレッジがある企業のうち、89.1%の企業が東証 1 部に上場しているため、コンセンサス予想を用いると、分析対象のサンプルが東証 1 部上場企業に偏ってしまい、上場全社を母集団とする本稿の検証結果の一般性を低下させてしまうことになる。そこで本稿では、本来の意味での経営者予想サプライズに代えて、Management Forecast Innovation を経営者予想サプライズとして用いている。

決算発表の集中化が実績利益情報と経営者予想に対する株価形成に与える影響を検証するために、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をとるダミー変数 (*CON*) を用いる。後述する記述統計によれば、年次決算発表の第1集中日に決算発表を行っている企業の割合は23.7%であった。図表には未掲載であるが、第2集中日に決算発表を行っている企業の割合は12.1%であった。第1集中日と第2集中日を比較すると、10%強の乖離があり、第1集中日への集中度合いが顕著であるといえる。よって本章では、決算発表企業数が最も多かった日を決算発表の集中日とみなして分析を行う。仮説に基づけば、 $AES * CON$ と $MFS * CON$ の係数推定値は、 $BHAR[0:1]$ を被説明変数とした場合には負、 $BHAR[2:k]$ を被説明変数とした場合には正になることが予想される。

決算発表の集中化以外の要因をコントロールするために、コントロール変数 (*Controls*) と *AES* および *MFS* との交差項を回帰式に追加する⁶。裁定取引の阻害要因を捉える変数として、取引費用 (*BAS*)、裁定リスク (*ARBRISK*)、株主の投資期間を捉える変数として、外国人株主保有比率 (*FOREIGN*)、安定保有比率 (*STABLE*)、実績利益情報や経営者予想の特性を捉える変数として、損失ダミー (*LOSS*)、経営者予想の信頼性 (*CRED*)、情報の波及効果の影響を捉える変数として、決算期末日から決算発表日までの経過日数 (*ANNLAG*)、カレンダー効果に関する変数として、金曜日ダミー (*FRIDAY*)、年度・産業ダミー (*Year/IndustryDummies*)、自己選択バイアスの影響をコントロールするための変数として、逆ミルズ比 (*IMR*) を含めている。

3.3. データ

本稿の分析対象は、日本の証券市場に上場する3月決算企業が実施した2004年3月期から2014年3月期までの年次決算発表である(連結優先)⁷。決算発表日と財務諸表データは日本経済新聞デジタルメディアの「日経 NEEDS Financial Quest」から、株価データは金融データソリューション

⁵ 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。*AES* や *MFS* の大きさに基づくポートフォリオの組成に際しては、公表済みの情報を利用して投資戦略が実行可能であることを保証するために、それぞれ $t-1$ 年の *AES* と *MFS* の分布に関する情報を利用している。 $t-1$ 年の決算短信で開示される *AES* と *MFS* のそれぞれについて5分位点を求め、当該分位点に基づいて、 t 年の *AES* と *MFS* を5つのポートフォリオに割り当てている。さらに、分析結果の解釈を容易にするために、最大値が0.5、最小値が-0.5になるように変換する。具体的には、*AES* と *MFS* から最小値の1を控除し、それを最大値と最小値のレンジの4で除し、最後に0.5を差し引いている。このように変換することで、利益サプライズの係数推定値がヘッジ・ポートフォリオのリターンの大きさを表すこととなり、係数推定値の解釈が容易になるといった利点がある。なお、Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009]、Frederickson and Zolotoy [2016]では、実績利益サプライズに基づく10分位ポートフォリオを組成しているが、本稿で用いているサンプルでは、10分位ポートフォリオを用いた場合に、ポートフォリオに割り当てられる企業数に不均一性が生じてしまうため、その問題を回避するために5分位ポートフォリオを用いている。

⁶ ダミー変数を除くコントロール変数については、 $t-1$ 年の分布に関する情報を利用せずに、年度別に5分位のランク変数に変換している。回帰式の推定に際しては、*AES* や *MFS* と同様に、最大値が0.5、最小値が-0.5になるように変換したものをを用いている。なお、コントロール変数の選択は、Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009]、Ke and Ramalingegowda [2005]、Ng, Rusticus, and Verdi [2008]、Mendenhall [2004]、Ng, Tuna, and Verdi [2013]、Richardson, Tuna, and Wysocki [2010]、音川 [2013]、森脇 [2015a]などの先行研究に基づいている。

⁷ 不規則決算の場合は分析対象から除外している。検証対象となる年次決算発表を3月期に関するものに限定したのは、上場企業の約7割が3月決算企業であり、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。検証対象を2004年3月期から2014年3月期までとしたのは、コントロール変数として利用している外国人株主保有比率、安定保有比率に関するデータが入手できるのが2004年3月期から2014年3月期までであるためである。

ンズの「日本上場株式日次リターンデータ」から、コントロール変数として利用している外国人持株比率、安定保有比率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。上述したデータベースを利用し、図表 3 に掲げる基準で分析に用いるサンプルを抽出している。すなわち、日本の証券市場に上場する企業が実施した 2004 年 3 月期から 2014 年 3 月期までの年次決算発表延べ 28,933 企業・年度のうち、分析に必要なデータが入手可能なサンプル延べ 22,687 企業・年度を対象に分析を行う。

(図表 3 を挿入)

図表 4 は、分析に用いる変数の記述統計量である。 $BHAR[0:1]$ 、 $BHAR[2:k]$ の分布を確認すると、それらの最大値と 99%タイル値が大きく離れた値になっている。そこで本稿では、 $BHAR[0:1]$ 、 $BHAR[2:k]$ について、異常値処理を行った場合の分析結果を追加的に確認する。その他の説明変数については、すべて年度ごとにランク変換しているため、異常値の存在を考慮した追加分析は実施しない。

(図表 4 を挿入)

4. 分析結果

回帰式の推定結果は図表 5 に要約している。はじめに、実績利益情報に関する分析結果を確認すると、 $BHAR[0:1]$ を被説明変数とした場合には、 $AES*CON$ の係数推定値は-0.005 であり、10%水準で統計的に有意に負であった。さらに、 $BHAR[2:11]$ を被説明変数とした場合において、 $AES*CON$ の係数推定値は 0.006 であり、1%水準で統計的に有意に正であった。以上の推定結果は、年次決算発表の集中化によって、実績利益情報に対する株価の初期反応が弱くなっており、決算発表後の 10 日間において、株価のドリフトが強くなっていることを示唆している⁸。

(図表 5 を挿入)

次に、経営者予想に関する分析結果を確認する。 $BHAR[0:1]$ 、 $BHAR[2:k]$ のいずれを被説明変数した場合においても、 $MFS*CON$ の係数推定値は統計的に有意ではなかった。したがって、実績利益情報とは異なり、年次決算発表を集中日に実施しているかどうかは、経営者予想に対する株価形成に影響を与えているとはいえない。

この他に、本稿では次の追加分析を実施した。紙幅の都合上、追加分析の結果は掲載を省略し

⁸ $BHAR[0:1]$ 、 $BHAR[2:11]$ のいずれを被説明変数とした場合であっても、 IMR の係数推定値は統計的に有意であった。このことは、年次決算発表の集中化が利益情報に対する株価形成に影響を与えているかどうかを検証する際に、自己選択バイアスの影響をコントロールすることが重要であることを示唆している。なお、Lennox, Francis, and Wang [2012]で指摘されているように、本稿のケースでは、 IMR と CON の多重共線性が問題になる可能性がある。そこで、 IMR と CON のVIFを確認したところ、それぞれ 5.12、7.69であった。

ている。第 1 に、*BHAR* の上下 1%を除外した場合の分析である。分析の結果、*BHAR*[0:1]を被説明変数とした場合には、*AES*CON* の係数推定値は統計的に有意に負であった。他方、*BHAR*[2:11]を被説明変数とした場合には、*AES*CON* の係数推定値は統計的に有意ではなかった。したがって、*BHAR*[2:11]を被説明変数とした場合の分析結果は、被説明変数の異常値処理に対して頑健ではない可能性がある。

第 2 に、年次決算発表を集中日に実施しているかどうかというダミー変数ではなく、決算発表企業数で年次決算発表の集中化の影響を捕捉した場合の分析結果も確認した。その結果、*BHAR*[0:1]と *BHAR*[2:11]のいずれを被説明変数とした場合であっても、*AES*CON* の係数推定値は統計的に有意ではなかった。この推定結果から判断する限りにおいて、決算発表企業数の増加というよりはむしろ、決算発表を集中日に実施しているかどうかの実績利益情報に対する株価形成に影響を与えていると推測できる。

第 3 に、当期純利益を用いて、実績利益サプライズと経営者予想サプライズを計測した場合の分析も実施した。分析の結果、*BHAR*[0:1]と *BHAR*[2:11]のいずれを被説明変数とした場合であっても、*AES*CON* の係数推定値は統計的に有意ではなかった。よって、当期純利益の場合には、年次決算発表を集中日に実施するかどうかは、実績利益情報に対する株価形成に影響を与えているとはいえない。

5. 結論

本稿では、年次決算発表の集中化が利益情報に対する株価形成に影響を与えているかどうかを実証的に検証してきた。得られた発見事項は次の通りである。年次決算発表を集中日に実施している企業はその他の企業と比較して、実績利益情報に対する株価の初期反応が弱くなっており、決算発表後の 10 日間において、株価のドリフトが強くなっていることが明らかにされた。以上の発見事項は、年次決算発表の集中化が実績利益情報に対する市場の効率性を低下させていることを示唆している。

本稿の分析結果は、次のような貢献を有している。第 1 に、先行研究に対する貢献である。本稿では、日本の証券取引所に上場する企業が実施した年次決算発表を分析対象とした。その結果、年次決算発表の集中化によって、実績利益情報に対する市場の効率性が低下していることを示唆する証拠が得られた。他方で、年次決算発表の集中化は、経営者予想に対する市場の効率性を低下させていなかった。以上の発見事項は、Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009]、Frederickson and Zolotoy [2016]に対する追加的な証拠であるといえる。

第 2 に、決算短信の開示制度の設計に対する貢献である。上述したように、東京証券取引所が主催する研究会は、決算発表の集中化によって生じる市場の効率性の低下を懸念している。こうした懸念があるものの、決算発表の集中化が市場の効率性を低下させているかどうかについては、十分な証拠が蓄積されてこなかった。本稿の分析結果は、決算短信の開示制度を運営する証券取引所にとって、決算発表の集中化の緩和を推進するうえでの実証的な証拠になることが期待できる。

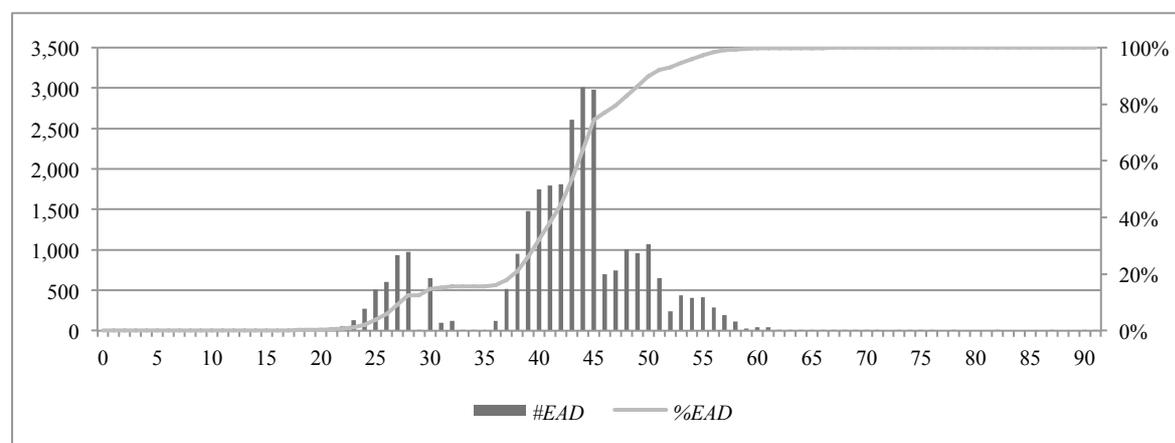
本稿には上述した貢献がある一方で、次のような課題が残されている。それは、実績利益情報と経営者予想、経常利益と当期純利益といった利益情報の種類によって異なる分析結果が得られているが、そのことに対する解釈が十分に行えていないことである。このような分析結果の差異を検討するには、決算発表の集中化が市場の効率性を低下させる経路をより詳細に検証することが求められる。推測の域を出ないが、証券アナリストの注意力は有限であると考えられるため、決算発表の集中化は証券アナリストの情報生産活動に影響を与える可能性がある。同様に、報道機関が決算情報を伝達できる量は有限であるため、決算発表の集中化は決算情報の新聞報道にも影響を与えるかもしれない。こうした可能性に着目した分析を行うことで、分析結果の解釈をより深化させることができるであろう。

参考文献

- 石塚博司・河榮徳 [1992a] 「決算集中化が会計の情報効果に及ぼす影響 (1)」、『会計』142 (1)、88-102 ページ。
- 石塚博司・河榮徳 [1992b] 「決算集中化が会計の情報効果に及ぼす影響 (2・完)」、『会計』142 (2)、262-273 ページ。
- 梅澤俊浩 [2003] 「決算発表の集中化が投資家の行動に及ぼす影響」、『産業経営』、34、37-51 ページ。
- 太田浩司・河瀬宏則 [2014] 「コンセンサス予想の経営者予想に対する優位性の決定要因」、『経営財務研究』、34 (1-2)、20-52 ページ。
- 音川和久 [2013] 「市場の効率性とマイクロ・ストラクチャー」伊藤邦雄・桜井久勝編著『体系現代会計学 [第3巻] 会計情報の有用性』、中央経済社、123-162 ページ。
- 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。
- 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 ページ。
- 森脇敏雄 [2015b] 「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大学院生ワーキング・ペーパー』。
- Ball, R. and P. Brown [1968] "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research* 6 (2), 159-178.
- Bernard, V. L. and J. K. Thomas [1989] "Post-Earnings-Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?" *Journal of Accounting Research* 27 (Supplement), 1-36.
- DellaVigna, S. and J. Pollet [2009] "Investor Inattention and Friday Earnings Announcements," *The Journal of Finance* 64 (2), 709-749.
- Foster, G., C. Olsen, and T. Shevlin [1984] "Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns," *The Accounting Review* 59 (4), 574-603.
- Frederikson, J. R. and L. Zolotoy [2016] "Competing Earnings Announcements: Which Announcement Do

- Investors Process First? ” *The Accounting Review* 91 (2), 441-462.
- Heckman, J. J. [1979] “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica* 47 (1), 153-161.
- 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.
- Kato, K., D. K. Skinner, and K. Kunimura [2009] “Management Forecasts in Japan: An Empirical Study of Forecasts that are Effectively Mandated,” *The Accounting Review* 84 (5): 1575-1606.
- Ke, B. and S. Ramalingegowda [2005] “Do Institutional Investors Exploit the Post-Earnings Announcement Drift? ” *Journal of Accounting Economics* 39 (1), 25-53.
- Lennox, C. S., J. R. Francis, and Z. Wang [2012] “Selection Models in Accounting Research,” *The Accounting Review* 87 (2), 589-616.
- Mendenhall, R. R [2004] “Arbitrage Risk and Post-Earnings-Announcement Drift,” *Journal of Business* 77 (4), 875-894.
- Ng, J., T. O. Rusticus, and R. S. Verdi [2008] “Implications of Transaction Costs for the Post-Earnings Announcement Drift,” *Journal of Accounting Research* 46 (3), 661-696.
- Ng, J., I. Tuna, and R. Verdi [2013] “Management Forecast Credibility and Underreaction to News,” *Review of Accounting Studies* 18 (4), 956-986.
- Petersen, M. A [2009] “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches,” *The Review of Financial Studies* 22 (1), 435-480.
- Richardson, S., I. Tuna, and P. Wysocki [2010] “Accounting Anomalies and Fundamental Analysis: A Review of Recent Research Advances,” *Journal of Accounting and Economics* 50 (2-3), 410-454.
- Rogers, J. L. and A. V. Buskirk [2013] “Bundled Forecasts in Empirical Accounting Research,” *Journal of Accounting and Economics* 55 (1), 43-65.
- Zhang, L [2012] “The Effect of Ex Ante Management Forecast Accuracy on the Post-Earnings-Announcement Drift,” *The Accounting Review* 87 (5), 1791-1818.

図表 1 : 年次決算発表の集中化の傾向



(注) 日経 NEEDS Financial Quest から取得したデータに基づき筆者作成。

図表 2：変数の定義

変数	定義
<i>BHAR</i> [0:1]	決算発表日を日次 0 とする日次 0 から日次 1 までの個別企業のバイ・アンド・ホールド・リターンと同期間の企業規模と簿価時価比率に基づいて組成されたベンチマーク・ポートフォリオのバイ・アンド・ホールド・リターンの差
<i>BHAR</i> [2:k]	決算発表日を日次 0 とする日次 2 から日次 k (k=11、21、31、41、51、61) までの個別企業のバイ・アンド・ホールド・リターンと同期間の企業規模と簿価時価比率に基づいて組成されたベンチマーク・ポートフォリオのバイ・アンド・ホールド・リターンの差
<i>AES</i>	(t 年実績利益-t 年経営者予想 (t 年決算発表日の直前の予想値)) / t 年期末 (3 月末) 株式時価総額
<i>MFS</i>	(t+1 年経営者予想-t 年実績利益) / t 年期末 (3 月末) 株式時価総額
<i>CON</i>	t 年の年次決算発表を集中日 (決算発表企業数が最も多かった日) に実施していれば 1、そうでなければ 0
<i>BAS</i>	(t 年 3 月末時点の最良売り気配-t 年 3 月末時点の最良買い気配) / t 年 3 月末時点の最良売り気配と t 年 3 月末時点の最良買い気配の単純平均値
<i>ARBRISK</i>	決算発表日を日次 0 とする-270 から-21 までの 250 日間の市場モデル (個別企業の株式リターンを被説明変数、同期間の TOPIX のリターンを説明変数とする回帰式) の残差の分散
<i>FOREIGN</i>	t 年期末の外国人株主保有比率 (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)
<i>STABLE</i>	t 年期末の安定保有比率 (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、(3) 公開会社が保有する金融機関株式、(4) 公開関係会社 (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)
<i>LOSS</i>	t 年実績利益が損失であれば 1、そうでなければ 0
<i>CRED</i>	過去 3 年間の経営者予想の正確性 (t 年実績利益-t 年経営者予想 / t-1 年期末 (3 月末) 株式時価総額) の平均値
<i>ANNLAG</i>	決算期末日から決算発表日までの経過日数
<i>LAGCON</i>	t-1 年の年次決算発表を集中日 (決算発表企業数が最も多かった日) に実施していれば 1、そうでなければ 0
<i>SIZE</i>	t 年 3 月末時点の株式時価総額
<i>FRIDAY</i>	決算発表日が金曜日であれば 1、そうでなければ 0
<i>IMR</i>	(1) 式を推定した結果得られる逆ミルズ比
<i>Year/IndustryDummies</i>	年度・産業ダミー (東証 33 業種分類)

図表 3：サンプル選択

	差引	合計
日本の証券市場に上場する 3 月決算企業が実施した 2004 年 3 月期から 2014 年 3 月期までの年次決算発表		28,933
企業規模・簿価時価比率調整済みバイ・アンド・ホールド・リターンに関するデータが入手できない企業	834	28,099
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	365	27,734
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	1,096	26,638
取引費用に関するデータが入手できない企業	172	26,466
裁定リスクに関するデータが入手できない企業	1	26,465
外国人株主保有比率に関するデータが入手できない企業	83	26,382
安定保有比率に関するデータが入手できない企業	1	26,381
経営者予想の信頼性に関するデータが入手できない企業	3,694	22,687
最終サンプル		22,687

図表 4：記述統計量

	Obs.	Mean	SD	Min	p1	p10	p25	p50	p75	p90	p99	Max
<i>BHAR</i> [0:1]	22,687	0.004	0.063	-0.472	-0.147	-0.059	-0.025	0.001	0.028	0.065	0.200	2.607
<i>BHAR</i> [2:11]	22,687	-0.003	0.075	-0.566	-0.160	-0.074	-0.040	-0.007	0.027	0.067	0.215	2.501
<i>BHAR</i> [2:21]	22,687	-0.003	0.112	-0.526	-0.204	-0.100	-0.055	-0.011	0.035	0.091	0.341	4.383
<i>BHAR</i> [2:31]	22,687	-0.004	0.136	-0.665	-0.246	-0.119	-0.065	-0.015	0.040	0.105	0.392	5.297
<i>BHAR</i> [2:41]	22,687	-0.004	0.150	-0.721	-0.267	-0.131	-0.073	-0.017	0.046	0.118	0.441	5.162
<i>BHAR</i> [2:51]	22,687	-0.003	0.162	-0.798	-0.292	-0.145	-0.079	-0.016	0.051	0.131	0.503	6.128
<i>BHAR</i> [2:61]	22,687	-0.002	0.169	-0.803	-0.324	-0.157	-0.084	-0.015	0.057	0.144	0.534	3.693
<i>AES</i>	22,687	0.002	0.028	-1.228	-0.059	-0.008	0.000	0.001	0.007	0.017	0.060	0.463
<i>MFS</i>	22,687	0.030	0.201	-0.925	-0.192	-0.038	-0.006	0.007	0.029	0.086	0.590	9.501
<i>CON</i>	22,687	0.237	0.426	0	0	0	0	0	0	1	1	1
<i>BAS</i>	22,687	0.020	0.039	0	0	0.002	0.004	0.008	0.019	0.045	0.198	0.712
<i>ARBRISK</i>	22,687	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.004	0.085
<i>FOREIGN</i>	22,687	0.087	0.107	0	0	0.001	0.007	0.044	0.132	0.241	0.446	0.830

<i>STABLE</i>	22,687	0.414	0.185	0	0.029	0.166	0.277	0.414	0.551	0.657	0.813	0.980
<i>LOSS</i>	22,687	0.100	0.299	0	0	0	0	0	0	0	1	1
<i>CRED</i>	22,687	0.063	0.091	0.000	0.003	0.010	0.019	0.037	0.073	0.135	0.420	3.939
<i>ANNLAG</i>	22,687	42.112	7.703	1	24	28	40	43	46	51	57	122
<i>LAGCON</i>	22,687	0.237	0.425	0	0	0	0	0	0	1	1	1
<i>FRIDAY</i>	22,687	0.346	0.476	0	0	0	0	0	1	1	1	1
<i>IMR</i>	22,687	0.000	0.558	-2.314	-1.428	-0.520	-0.165	-0.051	-0.008	0.689	2.298	3.108

図表 5：回帰式の推定結果

		<i>BHAR[0:1]</i>	<i>BHAR[2:11]</i>	<i>BHAR[2:21]</i>	<i>BHAR[2:31]</i>	<i>BHAR[2:41]</i>	<i>BHAR[2:51]</i>	<i>BHAR[2:61]</i>	
	Pred.		Pred.						
<i>AES</i>	+	0.024*** (10.682)	+	0.006*** (3.662)	0.012*** (4.395)	0.016*** (3.432)	0.020*** (4.676)	0.025*** (4.401)	0.027*** (4.957)
<i>MFS</i>	+	0.071*** (17.367)	+	0.013*** (3.527)	0.019*** (2.931)	0.034*** (4.917)	0.037*** (4.813)	0.040*** (6.233)	0.039*** (4.989)
<i>CON</i>	-	-0.006*** (-2.724)	+	0.007*** (3.308)	0.006 (1.307)	0.009** (2.212)	0.008 (0.991)	0.008 (1.634)	-0.006 (-1.114)
<i>AES*CON</i>	-	-0.005* (-1.920)	+	0.006*** (2.576)	0.006 (1.576)	0.001 (0.252)	-0.006 (-1.308)	-0.002 (-0.630)	-0.001 (-0.097)
<i>MFS*CON</i>	-	-0.000 (-0.113)	+	-0.003 (-0.688)	0.010 (0.921)	0.005 (0.382)	0.008 (0.583)	0.005 (0.437)	-0.001 (-0.125)
<i>AES*BAS</i>	-	-0.001 (-0.267)	+	-0.007 (-1.085)	-0.008 (-0.866)	0.001 (0.094)	-0.002 (-0.196)	0.008 (0.549)	0.005 (0.319)
<i>MFS*BAS</i>	-	-0.005 (-1.416)	+	-0.008 (-1.614)	0.004 (0.453)	0.024 (1.605)	0.010 (0.590)	0.012 (0.653)	0.015 (0.734)
<i>AES*ARBRISK</i>	-	0.009*** (3.174)	+	0.000 (0.018)	-0.005 (-0.691)	-0.007 (-1.395)	-0.012 (-1.487)	-0.010 (-1.030)	-0.002 (-0.131)
<i>MFS*ARBRISK</i>	-	0.041*** (8.788)	+	0.020*** (3.453)	0.036*** (3.632)	0.044*** (3.096)	0.036*** (2.587)	0.038** (2.169)	0.043** (2.401)
<i>AES*FOREIGN</i>	+	0.012*** (3.037)	-	0.004 (0.629)	0.012 (1.411)	0.027* (1.748)	0.033** (2.190)	0.062*** (2.832)	0.059*** (2.706)
<i>MFS*FOREIGN</i>	+	0.020*** (5.021)	-	-0.010 (-1.503)	-0.004 (-0.625)	0.007 (0.448)	-0.012 (-1.048)	-0.015 (-0.917)	-0.016 (-1.062)
<i>AES*STABLE</i>	-	-0.004 (-1.631)	+	0.004 (0.879)	0.001 (0.196)	0.017* (1.709)	0.028*** (2.969)	0.037*** (3.244)	0.036*** (3.499)
<i>MFS*STABLE</i>	-	-0.003 (-0.601)	+	-0.010 (-1.248)	-0.010 (-0.847)	-0.007 (-0.411)	-0.007 (-0.367)	0.007 (0.387)	0.012 (0.766)
<i>AES*LOSS</i>	-	-0.011** (-2.332)	+	-0.002 (-0.192)	-0.001 (-0.092)	0.005 (0.189)	0.010 (0.432)	0.004 (0.124)	0.005 (0.165)
<i>MFS*CRED</i>	-	0.017*** (3.986)	+	-0.004 (-0.681)	-0.005 (-0.831)	-0.005 (-0.863)	-0.007 (-0.913)	-0.011 (-1.017)	-0.008 (-0.624)
<i>AES*LAG</i>	-	-0.005 (-1.618)	+	0.005 (0.792)	0.011 (1.245)	0.013 (0.754)	0.001 (0.056)	0.008 (0.537)	-0.003 (-0.249)
<i>MFS*LAG</i>	-	-0.019*** (-4.406)	+	-0.007 (-1.108)	-0.004 (-0.440)	0.002 (0.134)	-0.005 (-0.516)	0.002 (0.110)	-0.004 (-0.273)
<i>AES*FRIDAY</i>	-	0.001 (0.364)	+	-0.004 (-1.486)	-0.008** (-2.078)	-0.007 (-1.085)	-0.007 (-1.296)	-0.011 (-1.565)	-0.009 (-1.116)
<i>MFS*FRIDAY</i>	-	-0.005 (-1.081)	+	0.003 (0.852)	0.004 (0.422)	-0.002 (-0.164)	-0.004 (-0.396)	-0.006 (-0.837)	-0.005 (-0.641)
<i>IMR</i>	?	0.005* (1.933)	?	-0.006** (-2.183)	-0.003 (-0.711)	-0.005 (-1.361)	-0.005 (-0.824)	-0.005 (-1.408)	0.004 (1.005)
<i>Year/IndustryDummies</i>		Included		Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Constant</i>		0.014*** (2.922)		-0.003 (-0.494)	-0.011 (-0.872)	-0.008 (-0.469)	-0.006 (-0.347)	-0.002 (-0.109)	-0.002 (-0.081)
<i>Obs.</i>		22,687		22,687	22,687	22,687	22,687	22,687	22,687
<i>Adjusted R-squared</i>		0.143		0.008	0.014	0.017	0.014	0.015	0.016

(注) 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 t 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表している (両側検定)。紙幅の都合上、コントロール変数の主効果は掲載を省略している。