

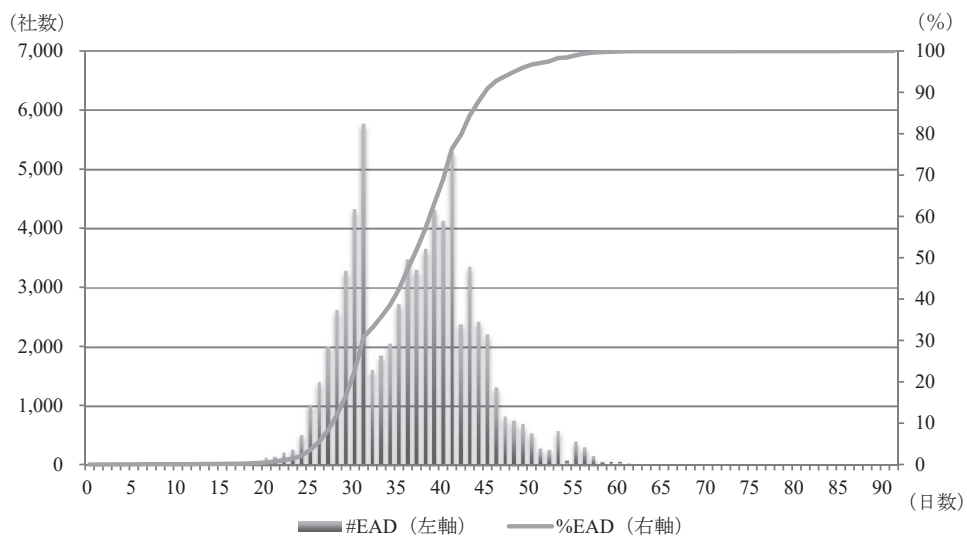
四半期決算発表の集中化と利益情報に対する株価形成¹⁾

森 脇 敏 雄*

1. はじめに

本稿の目的は、四半期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実証的に明らかにすることである。決算発表の集中化とは、決算短信の公表が決算期末後の特定日に集中する現象のことである。図1は、日本の証券市場に上場する3月決算企業が実施した2005年6月から2013年12月までの四半期決算発表を対象とし、決算期末日から決算発表日までの経過日数ごとの決算発表企業数（#EAD）とその累積相対度数（%EAD）を示したものである。その傾向を要約すると、四半期決算発表は決算期末後30日目と40日目付近に集中する傾向があるといえる。

決算発表の集中化は、投資家による決算情報の分析に影響を与えることを通じて、市場の効率性を低下させる可能性がある。決算発表の集中化によって、投資者自身が直接決算短信を分析するために1銘柄あたりに費やすことのできる時間が大きく制約され、その結果、市場の効率性が低下すると懸念されている（決算短信に関する研究会、2006）。こうした懸念と整合し、ニューヨーク証券取引所（NYSE）に上場する企業による四半期決算発表を対象としたHirshleifer, Lim, and Teoh（2009）、Frederickson and Zolotoy（2016）、日本の証券市場に上場する企業による年次決算発表を対象とした森脇（2016）において、決算発表の集中化が市場の効率性を低下させていることを示唆する証拠が



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

図1 四半期決算発表の集中化の傾向

* 広島経済大学経済学部助教

提示されている²⁾。

ただし、上述した先行研究には幾つかの課題が残されている。第1に、森脇(2016)で調査対象とされているのは年次決算発表であり、第1四半期から第3四半期までの四半期決算発表が調査対象とされていない。第2に、Hirshleifer, Lim, and Teoh (2009), Frederickson and Zolotoy (2016)は、四半期決算発表を分析対象としているが、決算発表と同時に開示される経営者予想(Bundled management forecast)の存在が考慮されていない。Rogers and Buskirk (2013)が提示した証拠によれば、レギュレーションFD(Fair Disclosure)が施行された2007年以降、決算発表と同時期に経営者予想を開示する企業が増加している。Zhang(2012)は、決算発表と同時期に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、投資家はその情報を利用して期待を形成するため、実績利益情報がより迅速に株価に織り込まれることを発見している。こうした証拠の存在を踏まえると、Hirshleifer, Lim, and Teoh (2009), Frederickson and Zolotoy (2016)の分析結果は、決算発表と同時に開示される経営者予想の影響を受けている可能性がある。こうした背景のもと、本稿では、四半期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調査する。

2. 先行研究と仮説設定

決算発表の集中化は、投資家の注意力を低下させることによって、利益情報に対する市場の効率性を低下させる可能性がある。Hirshleifer, Lim, and Teoh (2009), Frederickson and Zolotoy (2016)は、ニューヨーク証券取引所に上場する企業が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、1銘柄あたりに向けられる投資家の注意力が低下するため、実績利益情報に対する株価の初期反応が

弱くなり、実績利益情報に対する株価のドリフト(Post Earnings Announcement Drift: PEAD)³⁾が強くなることを報告している。森脇(2016)は、日本の証券市場に上場する3月決算企業が実施した年次決算発表を対象とし、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明らかにしている。

上述した先行研究は、投資家が情報処理に利用できる時間や投資家のもつ分析能力は有限であるため、決算発表の集中化によって、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理論的基礎としている。日本の上場企業は、四半期決算短信において、決算期末までの累計期間における実績利益を開示している。さらに、すべての企業ではないものの、四半期決算短信では、前年度の年次決算発表で開示された経営者予想の改訂値が開示される。したがって、先行研究と同様に、投資家の注意力が有限であることを仮定すれば、四半期決算発表の集中化によって、実績利益情報や経営者予想の改訂に対する市場の効率性が低下すると予測できる。こうした予測のもと、本稿では次の仮説を検証する(対立仮説形式)。

仮説1-1(1-2): 四半期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(経営者予想の改訂)に対する株価の初期反応が弱くなる。

仮説2-1(2-2): 四半期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(経営者予想の改訂)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 自己選択バイアスの影響

決算発表の集中化の背後には、業績の悪い企業が決算発表を集中日に実施しているといった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）。こうした指摘は、決算発表を集中日に実施している企業とその他の企業では、業績等の企業特性が系統的に異なるため、本稿の分析結果が自己選択バイアス（Self-selection bias）の影響を受けてしまうことを示唆するものである。そこで本稿では、(1) 式のパラメータを最尤法により推定することで逆ミルズ比を算定し、後述する(2)式と(3)式において、自己選択バイアスの影響をコントロールする変数として追加する。変数の定義は表1に掲載している。

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

Φ は標準正規分布に従う累積分布関数を表している。変数の選択は森脇（2016）に依拠している。被説明変数は、決算発表集中日ダミー（CON）、説明変数は、実績利益サプライズ（AES）、経営者予想改訂サプライズ（MFRS）、外国人株主保有比率（FOREIGN）、安定保有比率（STABLE）、決算期末日から決算発表日までの経過日数（ANNLAG）、前年度決算発表集中日ダミー（LAGCON）⁴⁾、企業規模（SIZE）、金曜日ダミー（FRIDAY）、年・月・産業ダミー（Year/Month/IndustryDummies）である。

3.2 仮説の検証

四半期決算発表の集中化が実績利益情報と経営者予想の改訂に対する株価形成に与える影響

を検証するために、下記の回帰式のパラメータを最小二乗法により推定する。

$$\begin{aligned} BHAR[0:1]_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 AES_{it} + \beta_2 MFRS_{it} + \beta_3 CON_{it} \\ &+ \beta_4 AES_{it} * CON_{it} + \beta_5 MFRS_{it} * CON_{it} \\ &+ \sum Controls_{it} \\ &+ \text{Year} / \text{Month} / \text{IndustryDummies} + \varepsilon_{it} \quad (2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} BHAR[2:k]_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 AES_{it} + \beta_2 MFRS_{it} + \beta_3 CON_{it} \\ &+ \beta_4 AES_{it} * CON_{it} + \beta_5 MFRS_{it} * CON_{it} \\ &+ \sum Controls_{it} \\ &+ \text{Year} / \text{Month} / \text{IndustryDummies} + \varepsilon_{it} \quad (3) \end{aligned}$$

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（BHAR）は、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・ポートフォリオの単純平均リターン⁵⁾を正常リターンとみなし、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している。決算発表時点は、決算発表日を日次0とする日次0から日次1まで、決算発表後は、日次2から日次k（ただし、k=11, 21, 31, 41, 51, 61）とする。

実績利益情報のうち期待外の部分を実績利益サプライズ（AES）と定義する。AESは、t年q四半期の実績利益とt-1年q四半期の実績利益の差を、t-1年q四半期末（第1四半期は6月末、第2四半期は9月末、第3四半期は12月末）時点の株式時価総額で除したものである。実績利益は、四半期決算短信で開示される経常利益の決算期末までの累計値を用いている⁶⁾。

四半期決算短信で開示される利益情報には、実績利益だけでなく、前年の年次決算発表で開示された経営者予想の改訂値が含まれる。そこ

で、経営者予想の改訂のうち期待外の部分を経営者予想改訂サプライズ (*MFRS*) とする。*MFRS* は、 t 年 q 四半期決算発表時点における t 年の経営者予想と決算発表前における t 年の経営者予想の差を、 $t-1$ 年 q 四半期末 (第1四半期は6月末、第2四半期は9月末、第3四半期は12月末) の株式時価総額で除したものである。経営者予想は、経常利益の予想値を用いている⁷⁾。

四半期決算発表の集中化の影響を捉えるため

に、決算発表集中日ダミー (*CON*) を用いる。図1によれば、四半期決算発表は決算期末後30日目と40日目付近に集中する傾向が確認できる。よって本稿では、決算発表企業数の上位2日間を四半期決算発表の集中日とみなしている。仮説に基づけば、*AES*CON* と *MFRS*CON* の係数推定値は、(2) 式で負、(3) 式で正となることが期待される。

その他の変数は全てコントロール変数 (*Controls*) である⁸⁾。裁定取引の阻害要因をコ

表1 変数の定義

変数名	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
<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までの企業規模・簿価時価比率調整済みバイ・アンド・ホールド・リターン ($k = 11, 21, 31, 41, 51, 61$)
<i>AES</i>	(t 年 q 四半期の実績利益 - $t-1$ 年 q 四半期の実績利益) / $t-1$ 年 q 四半期末株式時価総額
<i>MFRS</i>	(決算発表時点における t 年の経営者予想 - 決算発表前における t 年の経営者予想) / $t-1$ 年 q 四半期末株式時価総額
<i>CON</i>	t 年 q 四半期の四半期決算発表を集中日 (決算発表企業数の上位2日間) に実施していれば1, そうでなければ0
<i>BAS</i>	(t 年 q 四半期末の最良売り気配 - t 年 q 四半期末の最良買い気配) / t 年 q 四半期末の最良売り気配と t 年 q 四半期末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とする日次-270から日次-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>	$t-1$ 年3月末時点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>	$t-1$ 年3月末時点の安定保有比率 (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 q 四半期の実績利益が損失であれば1, そうでなければ0
<i>FLOSS</i>	t 年 q 四半期の決算発表時点における t 年の経営者予想が損失予想であれば1, そうでなければ0
<i>ANNLAG</i>	決算期末日から決算発表日までの日数
<i>LAGCON</i>	$t-1$ 年 q 四半期の四半期決算発表を集中日 (決算発表企業数の上位2日間) に実施していれば1, そうでなければ0
<i>SIZE</i>	t 年 q 四半期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/Month/IndustryDummies</i>	年・月・産業 (東証33業種分類) ダミー

(出所) 筆者作成 (以下同じ)。

ントロールする変数として、取引費用 (*BAS*)、裁定リスク (*ARBRISK*)、株主の投資期間の影響をコントロールする変数として、外国人株主保有比率 (*FOREIGN*)、安定保有比率 (*STABLE*)⁹⁾、利益情報の特性をコントロールする変数として、損失ダミー (*LOSS*)、損失予想ダミー (*FLOSS*)、カレンダー効果、産業効果として、決算期末日から決算発表日までの経過日数 (*ANNLAG*)、金曜日ダミー (*FRIDAY*)、年・月・産業ダミー (*Year/Month/IndustryDummies*)、自己選択バイアスのコントロールとして、逆ミルズ比 (*IMR*)を加えている。

3.3 サンプル選択とデータ

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2005年6月期から2013年12月期までの四半期決算発表(連結優先)である¹⁰⁾。検証対象を2005年6月期から2013年12月期までとしたのは、次の要件に基づくものである。(1) t 年 q 四半期の実績利益サプライズのポートフォリオを組成する際に、 $t-1$ 年 q 四半期の実績利益サプライズを用いており、その場合に過去2年間の実績利益のデータが必要であること、(2) 四半期決算短信の開示が全ての上場企業に求められるようになったのが2003

年6月期からであること、(3) 日次リターンのデータが入手可能であるのが2014年12月31日までであること、(4) (1) から (3) の条件を満たし、第1四半期から第3四半期の全ての決算期のデータが利用可能であるのが2005年6月期から2013年12月期までであること、という4つの要件である。

分析に用いるデータは次のデータベースから取得している。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」、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」、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)」からそれぞれ入手している。上述したデータベースを利用し、表2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3月決算企業が実施した2005年6月期から2013年12月期までの四半期決算発表延べ65,078企業・四半期のうち、分析に必要なデータが入手可能なサンプル延べ56,490企業・四半期を対象に分析を行う。

表2 サンプル選択

要 件	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2005年6月期から2013年12月期までの四半期決算発表		65,078
企業規模・簿価時価比率調整済みバイ・アンド・ホールド・リターンの計測に必要なデータが入手できない企業	1,019	64,059
実績利益サプライズの計測に必要なデータが入手できない企業	3,134	60,925
経営者予想改訂サプライズの計測に必要なデータが入手できない企業	4,072	56,853
取引費用の計測に必要なデータが入手できない企業	220	56,633
裁定リスクの計測に必要なデータが入手できない企業	135	56,498
外国人株主保有比率のデータが入手できない企業	6	56,492
安定保有比率のデータが入手できない企業	2	56,490
最終サンプル		56,490

表3 記述統計

	Obs.	Mean	SD	Min	P1	P25	P50	P75	P99	Max
<i>BHAR[0:1]</i>	56,490	0.000	0.052	-0.465	-0.137	-0.022	-0.001	0.020	0.160	1.011
<i>BHAR[2:11]</i>	56,490	-0.002	0.074	-0.671	-0.169	-0.036	-0.006	0.028	0.213	3.211
<i>BHAR[2:21]</i>	56,490	-0.001	0.106	-0.733	-0.216	-0.051	-0.009	0.036	0.314	5.879
<i>BHAR[2:31]</i>	56,490	-0.002	0.135	-0.804	-0.267	-0.066	-0.013	0.045	0.419	4.692
<i>BHAR[2:41]</i>	56,490	-0.004	0.155	-0.883	-0.297	-0.080	-0.018	0.050	0.499	5.753
<i>BHAR[2:51]</i>	56,490	-0.007	0.182	-0.993	-0.328	-0.093	-0.023	0.050	0.575	7.443
<i>BHAR[2:61]</i>	56,490	-0.007	0.207	-1.106	-0.369	-0.102	-0.025	0.056	0.638	16.557
<i>AES</i>	56,490	-0.002	0.167	-16.297	-0.349	-0.020	0.002	0.022	0.296	4.445
<i>MFRS</i>	56,490	-0.007	0.066	-5.116	-0.200	0	0	0	0.068	3.420
<i>CON</i>	56,490	0.293	0.455	0	0	0	0	1	1	1
<i>BAS</i>	56,490	0.018	0.033	0	0	0.004	0.008	0.018	0.175	0.670
<i>ARBRISK</i>	56,490	6.878	15.664	0.021	0.593	2.279	3.963	7.307	44.735	1,113.755
<i>FOREIGN</i>	56,490	0.094	0.111	0	0	0.009	0.052	0.142	0.466	0.845
<i>STABLE</i>	56,490	0.430	0.177	0	0.050	0.297	0.431	0.562	0.812	0.980
<i>LOSS</i>	56,490	0.193	0.394	0	0	0	0	0	1	1
<i>FLOSS</i>	56,490	0.062	0.241	0	0	0	0	0	1	1
<i>ANNLAG</i>	56,490	36.515	6.744	1	23	31	37	41	54	96
<i>LAGCON</i>	56,490	0.283	0.451	0	0	0	0	1	1	1
<i>SIZE</i>	56,490	141,144.400	636,792.600	86.835	656.264	5,267.448	16,323.370	64,150.310	2,249,167.000	28,700,000.000
<i>FRIDAY</i>	56,490	0.339	0.473	0	0	0	0	1	1	1
<i>IMR</i>	56,490	0.000	0.649	-2.005	-1.438	-0.251	-0.143	0.344	1.916	2.281

3.4 記述統計

表3は、ランク変換前の変数の記述統計量を表している。*BHAR[0:1]* から *BHAR[2:61]* に着目すると、最大値(最小値)が99%タイル値(1%タイル値)と大きく離れた値をとっている。そこで、*BHAR* については異常値処理を施さないケースを主たる分析とするが、追加的な分析として、異常値処理を行った場合の分析結果を報告し、分析結果の頑健性を確認することにする。*CON* の平均値は0.293であることから、分析対象企業のうち、3割弱の企業が集中日に決算発表を行っていることが確認できる。その他の説明変数についても、最大値(最小値)が99%タイル値(1%タイル値)と大きく離れた値をとる傾向を確認できるが、説明変数のうち連続変数は全て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。

4. 回帰式の推定結果

表4は、(2)式と(3)式の推定結果を要約したものである¹¹⁾。はじめに、*BHAR[0:1]* を被説明変数とした場合の分析結果を確認すると、

*AES*CON* の係数推定値は-0.002であり、5%水準で統計的に有意に負であった。この推定結果は仮説1-1を支持するものであり、四半期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、四半期実績利益情報に対する株価の初期反応が弱くなっていることを示唆している。他方、*MFRS*CON* の係数推定値は統計的に有意でなく、四半期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、経営者予想の改訂に対する株価の初期反応が弱くなっているとはいえない。

続けて、*BHAR[2:k]* を被説明変数とした場合の分析結果を確認する。*BHAR[2:11]* から *BHAR[2:61]* のいずれを被説明変数とした場合においても、*AES*CON* の係数推定値は統計的に有意に正であった。ここで、*BHAR[2:11]* から *BHAR[2:51]* を被説明変数とした場合に、*AES* の係数推定値が統計的に有意ではなかったため、*AES* の係数推定値と *AES*CON* の係数推定値の和が0とする帰無仮説を検定した。その結果、*BHAR[2:11]*、*BHAR[2:21]* を被説明変数とした場合を除き、*AES* の係数推定値

表4 回帰式の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Pred. BHAR[0:1]	Pred. BHAR[2:11]	BHAR[2:21]	BHAR[2:31]	BHAR[2:41]	BHAR[2:51]	BHAR[2:61]
AES	+ 0.027*** (15.991)	- -0.001 (-0.437)	-0.000 (-0.036)	0.002 (0.221)	0.008 (0.817)	0.017 (1.374)	0.033*** (2.591)
MFRS	+ 0.070*** (14.330)	- 0.020*** (4.260)	0.029*** (3.990)	0.033*** (3.821)	0.036*** (4.175)	0.043*** (4.473)	0.050*** (4.762)
CON	- 0.000 (0.045)	+ 0.002 (1.223)	0.007* (1.908)	0.006 (1.090)	0.005 (1.212)	0.007 (1.076)	0.006 (0.870)
AES*CON	- -0.002** (-2.105)	+ 0.006** (1.993)	0.009* (1.884)	0.018*** (5.067)	0.015** (2.134)	0.018** (2.279)	0.022*** (3.238)
MFRS*CON	- -0.001 (-0.235)	+ -0.000 (-0.042)	-0.016* (-1.674)	-0.015 (-1.601)	-0.001 (-0.066)	0.001 (0.072)	-0.018* (-1.653)
AES*BAS	- -0.099*** (-3.341)	+ -0.036 (-0.654)	0.018 (0.345)	-0.041 (-0.646)	-0.046 (-0.677)	-0.066 (-0.468)	0.074 (0.361)
MFRS*BAS	- -0.183** (-2.515)	+ -0.236*** (-3.195)	-0.083 (-1.053)	0.003 (0.027)	0.092 (0.516)	0.058 (0.293)	0.033 (0.204)
AES*ARBRISK	- 0.011*** (6.336)	+ -0.005 (-0.816)	-0.005 (-0.650)	-0.000 (-0.003)	0.008 (0.647)	0.017 (1.464)	0.041*** (3.284)
MFRS*ARBRISK	- 0.046*** (4.801)	+ 0.015 (1.273)	0.024** (2.161)	0.016 (0.940)	0.001 (0.089)	0.009 (0.502)	0.012 (0.497)
AES*FOREIGN	+ -0.003 (-0.759)	- 0.003 (0.726)	-0.001 (-0.149)	-0.012 (-0.976)	-0.011 (-0.827)	-0.024 (-1.397)	-0.032 (-1.599)
MFRS*FOREIGN	+ 0.010* (1.654)	- 0.002 (0.115)	0.017 (0.727)	0.008 (0.320)	-0.029 (-1.384)	-0.034* (-1.661)	-0.051* (-1.816)
AES*STABLE	- 0.004 (1.492)	+ 0.008** (2.013)	0.004 (0.887)	-0.006 (-0.832)	-0.002 (-0.336)	-0.002 (-0.305)	-0.014** (-2.016)
MFRS*STABLE	- -0.006 (-0.785)	+ 0.009** (1.997)	0.022** (2.556)	0.032*** (3.674)	0.036*** (3.255)	0.037*** (3.593)	0.041*** (3.982)
AES*LOSS	- -0.013*** (-4.597)	+ 0.006** (2.117)	0.006* (1.950)	0.004 (0.752)	-0.002 (-0.301)	-0.006 (-0.607)	-0.009 (-0.707)
MFRS*LOSS	- -0.015* (-1.869)	+ -0.000 (-0.059)	-0.012 (-1.463)	-0.007 (-0.446)	-0.028 (-0.861)	-0.027 (-0.711)	-0.014 (-0.359)
AES*ANLAG	- -0.005** (-2.458)	+ 0.002 (0.208)	0.000 (0.064)	0.010 (1.438)	0.010 (1.653)	0.019** (2.234)	0.012 (1.419)
MFRS*ANLAG	- -0.010* (-1.858)	+ 0.006 (0.585)	0.024** (2.573)	0.033*** (2.989)	0.014 (1.323)	0.035*** (2.670)	0.025 (1.450)
AES*FRIDAY	- -0.001 (-0.549)	+ -0.005 (-1.185)	-0.004 (-0.817)	-0.009 (-1.372)	-0.011 (-1.406)	-0.017** (-2.074)	-0.025** (-2.452)
MFRS*FRIDAY	- 0.002 (0.440)	+ 0.003 (0.454)	0.016 (1.581)	0.014 (1.453)	0.010 (0.847)	0.010 (0.886)	0.024 (1.633)
IMR	? -0.002 (-1.118)	? -0.002 (-0.670)	-0.004 (-1.514)	-0.002 (-0.364)	-0.002 (-0.367)	-0.002 (-0.264)	-0.004 (-0.367)
Year/Month/ IndustryDummies Constant	Included 0.008** (2.375)	Included -0.003 (-0.809)	Included -0.010*** (-3.050)	Included -0.005 (-1.134)	Included -0.012* (-1.671)	Included -0.013* (-1.674)	Included -0.016* (-1.866)
Obs.	56,490	56,490	56,490	56,490	56,490	56,490	56,490
Adjusted R-squared	0.112	0.008	0.006	0.006	0.007	0.010	0.013
AES + AES*CON	+ 0.025*** (14.543)	+ 0.005 (1.325)	0.009 (1.449)	0.020** (2.263)	0.024** (2.544)	0.035*** (2.753)	0.055*** (4.582)
MFRS + MFRS*CON	+ 0.069*** (9.169)	+ 0.020** (2.129)	0.012 (1.152)	0.019 (1.372)	0.036** (2.418)	0.044*** (2.873)	0.032*** (2.718)

(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)。なお, コントロール変数の主効果は掲載を省略している。

とAES*CONの係数推定値の和は、1%水準または5%水準で統計的に有意に正であった。したがって、四半期決算発表を集中日に実施している企業では、実績利益情報に対する株価のドリフトが生じているといえる。他方で、事前の予想とは異なり、BHAR[2:21]、BHAR[2:61]を被説明変数とした場合、MFRS*CONの係数

推定値は10%水準で統計的に有意に負であった。この推定結果は、四半期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、経営者予想の改訂に対する株価のドリフトが弱くなっていることを示唆している。ただし、本稿の仮説に依拠する限りにおいて、事前の予測と異なる結果が得られた原因は明らかでない。

5. 追加分析

この他に、本稿では次に掲げる追加分析を実施した。以下では、分析結果のみを記述する。第1に、 $BHAR$ の分布の上下1%を除外した場合の分析である。分析の結果、 $BHAR[2:3I]$ を被説明変数とした場合に限り、 $AES*CON$ の係数推定値は仮説と整合的であった。したがって、前掲の回帰式の推定結果は、異常値処理の有無に対して頑健ではない。

第2に、決算発表の集中化の影響を捉える変数として、決算発表企業数に基づくランク変数($\#EA$)を用いた場合¹²⁾の分析である。 $BHAR[0:1I]$ を被説明変数とした場合には、 $AES*\#EA$ の係数推定値は -0.003 であり、5%水準で統計的に有意に負であった。この推定結果は、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ることを示唆している。ただし、 $BHAR[2:k]$ を被説明変数とした場合には、 $BHAR[2:3I]$ を除き、 $AES*\#EA$ の係数推定値は統計的に有意ではなかった。したがって、四半期決算発表企業数というよりはむしろ、四半期決算発表を集中日に実施しているかどうかが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察できる。

第3に、決算短信で開示された当期純利益の実績値と予想値を用いた場合の分析である。分析の結果、 $BHAR[0:1I]$ を被説明変数とした場合には、 $AES*CON$ の係数推定値は事前の予測通り負であったものの、統計的に有意ではなかった。 $BHAR[2:k]$ を被説明変数とした場合、 $AES*CON$ の係数推定値は一貫して有意に正であった。したがって、 $BHAR[0:1I]$ を被説明変数とした場合の分析結果は、分析に用いる利益情報の種類に対して頑健ではない。

最後に、決算期毎に回帰式を推定した場合である。第1四半期と第2四半期を分析対象とし

た場合、一部仮説を支持する結果が得られたものの、 $BHAR[0:1I]$ を被説明変数とした場合の $AES*CON$ の係数推定値が統計的に有意でないなど、事前の予測と整合的でない結果が散見された。他方、第3四半期を分析対象とした場合には、 $BHAR[0:1I]$ を被説明変数とした場合の $AES*CON$ の係数推定値は5%水準で統計的に有意に負であり、主たる分析ほど明確な傾向ではないが、 $BHAR[2:k]$ を被説明変数とした場合には、 $AES*CON$ の係数推定値が統計的に有意な水準で正になる傾向が確認できた。このことは、四半期決算発表の集中化が実績利益情報に対する株価形成に影響を与えるという主たる分析の結果は、主に第3四半期の影響であることを示唆している。

6. おわりに

本稿では、四半期決算発表の集中化が実績利益情報と経営者予想の改訂に対する株価形成に与える影響を明らかにすることを試みてきた。本稿の発見事項は次の3つである。第1に、四半期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いた。第2に、四半期決算発表を集中日に実施している企業については、決算発表後の30日間から60日間において、実績利益情報に対する株価のドリフトが生じていた。第3に、四半期決算発表の集中化が経営者予想の改訂に対する株価形成に影響を与えているかどうかについては、明確な傾向が確認されなかった。以上の発見事項は、四半期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。本稿と同じく四半期決算発表を分析対象とした Hirshleifer, Lim, and Teoh (2009), Frederickson

and Zolotoy (2016) では決算発表と同時期に開示される経営者予想が分析の俎上に載せられていなかったが、本稿の分析結果によれば、経営者予想の存在を所与としてもなお、四半期決算発表の集中化が実績利益情報に対する株価形成に影響を与えていることが確認された。さらに、森脇 (2016) との関連でいえば、年次決算発表と四半期決算発表のいずれを調査対象とした場合であっても、決算発表の集中化と経営者予想に対する株価形成には明確な傾向が確認されなかった。本稿の分析結果と森脇 (2016) の発見事項を総合すれば、決算発表の集中化は実績利益情報に対する株価形成に限り影響を与えているといえる。

第2に、政策的な含意である。決算短信に関する研究会 (2006) によれば、決算発表の集中化によって、1銘柄あたりに向けたことのできる投資家の注意力が制限され、その結果、市場の効率性が低下すると懸念されている。年次決算発表の集中化を分析対象とした森脇 (2016) において、こうした懸念と整合的な証拠が提示されているものの、四半期決算発表の集中化に関する証拠は提示されていなかった。本稿の分析結果は、森脇 (2016) と同様に、政策的な意思決定における判断材料になることが期待される。

本稿は上述した貢献を有するものの、次のような検討課題も残されている。本稿では、四半期実績利益に対する期待利益の代理変数として、前年同一四半期の実績利益、経営者予想に対する期待利益の代理変数として、決算発表前の経営者予想を用いてきた。他方で、Hirshleifer, Lim, and Teoh (2009), Frederickson and Zolotoy (2016) では、期待利益の代理変数としてアナリスト予想が用いられている。アナリスト予想を期待利益の代理変数として用いることによって、分析結果の頑健性を確認することが今後の課題である。

注

- 1) 本稿は、日本会計研究学会第74回大会 (於：神戸大学) における報告論文 (論題：四半期決算発表の集中化と利益情報に対する過少反応の関連性—注意力の限界の影響とその企業間差異に着目した分析—)、神戸大学大学院経営学研究科に提出した課程博士論文 (論題：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) の一部に大幅な加筆および修正をしたものである。本稿の執筆に当たっては、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る。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。
- 2) 石塚・河 (1992a, 1992b), 梅澤 (2003) では、決算発表の集中化によって、決算発表に対する株価反応、出来高反応が遅れて生じることが明らかにされている。
- 3) 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) を嚆矢とし、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。
- 4) 前年度決算発表集中日ダミーについては、Lennox, Francis, and Wang (2012) の指摘を考慮し、除外制約 (Exclusion restriction) を満たす変数として回帰式に含めている。除外制約を満たす変数とは、1段階目の被説明変数とは相関をもつが、2段階目の被説明変数とは相関をもたない変数のことである。
- 5) ベンチマーク・ポートフォリオは、東証1部上場企業の6月末時点の株式時価総額と3月末時点の簿価時価比率のそれぞれの5分位点を基準に、全上場企業を計25個のポートフォリオに割り当てることによって組成している。
- 6) 分析に際しては、決算発表時点で利用可能な情報に基づいてAESに基づくポートフォリオを組成することを保証するために、分析対象期間の各四半期について、前年同一四半期の実績利益サプライズの5分位点を求め、当該分位点に基づき、AESに基づく5個のポートフォリオを組成し、5から1を割り当てている。さらに、係数推定値の解釈を容易にするために、最大値が0.5、最小値が-0.5になるように変換したものを回帰式の推定に用いている。具体的には、5から1を割り当てたものから最小値の1を控除した後に、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。
- 7) MFRSに基づくポートフォリオを組成する際には、四半期決算短信で経営者予想を改訂していない企業が大半を占めているため、AESとは異なる方法で、5分位ポートフォリオを組成している。

- その組成方法は次の通りである。はじめに、前年同一四半期の *MFRS* が正の企業と負の企業のそれぞれについて、2分位点を求める。次に、*MFRS*=0の企業に3を割り当てる。次に、前年同一四半期の *MFRS* の分位点を基準とし、*MFRS*≠0の企業を *MFRS* の大きい順番に5, 4, 2, 1を割り当てる。最後に、5から1を割り当てたものから最小値の1を控除した後に、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。
- 8) コントロール変数の選択においては、Frederickson and Zolotoy (2016), Hirshleifer, Lim, and Teoh (2009), Ke and Ramalingegowda (2005), Mendenhall (2004), Ng, Rusticus, and Verdi (2008), Ng, Tuna and Verdi (2013), 音川 (2013), 森脇 (2015), 森脇 (2016) といった研究を参考にしている。コントロール変数については、年・月・産業ダミー (Year/Month/Industry/Dummies) を除き、*AES* および *MFRS* との交差項を回帰式に含めている。また、コントロール変数のうち連続変数については、同一決算期の分位点に基づく5分位のランク変数を作成し、*AES* や *MFRS* と同様に、最大値0.5, 最小値-0.5になるように変換したものを用いている。
- 9) 外国人株主保有比率、安定保有比率に関しては、四半期末時点のデータが入手できないため、t-1年3月末のデータで代理している。
- 10) 不規則決算の場合は分析対象から除外している。
- 11) 逆ミルズ比 (*IMR*) を説明変数に含めなかった場合、推定結果に大きな差異は確認されなかった。よって、逆ミルズ比を含めた場合の分析結果のみを報告する。
- 12) 決算発表企業数に基づくランク変数は、四半期ごとに作成している。具体的には、決算発表を集中日に実施している企業に5を割当て、その他の企業を4つに分割し、4から1を割り当てている。
- 参 考 文 献**
- Ball, R. and P. Brown (1968) "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research* 6(2), pp. 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), pp. 1-36.
- Foster, G., C. Olsen, and T. Shevlin (1984) "Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns," *The Accounting Review* 59(4), pp. 574-603.
- Frederickson, J. R. and L. Zolotoy (2016) "Competing Earnings Announcements: Which Announcement Do Investors Process First?" *The Accounting Review* 91(2), pp. 441-462.
- 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), pp. 2289-2325.
- Ke, B. and S. Ramalingegowda (2005) "Do Institutional Investors Exploit the Post-Earnings Announcement Drift?" *Journal of Accounting Economics* 39(1), pp. 25-53.
- Lennox, C. S., J. R. Francis, and Z. Wang (2012) "Selection Models in Accounting Research," *The Accounting Review* 87(2), pp. 589-616.
- Mendenhall, R. R (2004) "Arbitrage Risk and Post-Earnings-Announcement Drift," *Journal of Business* 77(4), pp. 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), pp. 661-696.
- Ng, J., I. Tuna, and R. Verdi (2013) "Management Forecast Credibility and Underreaction to News," *Review of Accounting Studies* 18(4), pp. 956-986.
- Petersen, M. A (2009) "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *The Review of Financial Studies* 22(1), pp. 435-480.
- Rogers, J. L. and A. V. Buskirk (2013) "Bundled Forecasts in Empirical Accounting Research," *Journal of Accounting and Economics* 55(1), pp. 43-65.
- Zhang, L (2012) "The Effect of Ex Ante Management Forecast Accuracy on the Post-Earnings-Announcement Drift," *The Accounting Review* 87(5), pp. 1791-1818.
- 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頁。
- 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頁。
- 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頁。
- 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頁。
- 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 (2015) 「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頁。
- 森脇敏雄 (2016) 「年次決算発表の集中化と利益情報に対する株価形成」『証券アナリストジャーナル』54(11): 83-93頁。