

# 決算短信の情報有用性は 過去25年間で低下していたか

薄 井 彰

## 1 はじめに

わが国では、証券取引所が上場企業に対して適時開示を要請している。これは取引所の自主ルールであり、法的な強制力はないが、上場企業は、上場要件として、こうした自主ルールを遵守することに合意している。決算期末後1ヶ月後ごろから決算短信が公表され、3ヶ月以内に有価証券報告書が開示される。東京証券取引所が適時開示規制を明示的に実施したのは1974年9月からである（土本・飯沼（2007））。東京証券取引所は、全上場企業に対して、「会社情報の適時開示に対する要請」（昭和49年6月7日付東京証券取引所上場管理第525号）を行い、「一般投資者が投資判断を行うに当たって影響を受けることが予想される重要な会社情報」を開示することになった。この「要請」は、重要な会社情報を具体的に規定していなかったため、当初、「要請」に基づいた会社情報を開示する企業は少なかったが、東京証券取引所は、その後、適時開

---

本論文は大塚宗春早稲田大学教授の古稀を御祝いし、退職を記念して執筆されたものである。大塚宗春先生に教えていただいたファイナンス論は、著者にとってあらゆる意味で新鮮であった。以来、会計学とファイナンス論の厳しくも温かなご指導は著者の研究の礎となった。これまでのご指導に深く感謝するとともに、先生のご健康をお祈り申しあげる。本論文の基礎となる研究は日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究（C）の財政的支援を受けている。

示の充実を図っていった（土本・飯沼（2007））。2007年には適時開示規制が東京証券取引所の有価証券上場規程に組み込まれるに至った。

こうした適時開示制度は市場の価格形成に有効に機能しているのだろうか。初期の研究（石塚（1978）、國村（1979）、佐藤（1979）、大塚（1981）、桜井・後藤（1985a, 1985b）、石塚・河（1985）、香村（1987））によれば、1970-1980年代では、東京証券取引所の株価形成は、会計利益の公表に対しておおむね効率的に形成していた<sup>(1)</sup>。その後、決算短信の充実、インサイダー規制など、わが国の取引所の開示規制は、金融商品取引法（旧証券取引法）や会社法（旧商法）の開示規制を補完する規制として、年々強化されてきた。残念なことに、1980年代中頃以降の証拠は確認されていない<sup>(2)</sup>。

初期の研究はデータやコンピュータの制約のため、全国上場企業に拡大した大規模な調査を実施することができなかった。また、会計データの情報効果に関する長期的な調査もほとんど行われていない。著者の知る限り、米国でも、Landsman and Maydew（2002）が Beaver（1968）の研究を拡張して、四半期利益の情報効果が1970年から30年にわたって増加していることを報告しているだけである。

会計情報が投資家の意思決定にとって有用であるか。これは会計研究者にとって常に課されている研究課題である。日本では佐藤（1979）と大塚（1981）は、それぞれ Ball and Brown（1968）と Beaver（1968）のアプローチに基づいて、株式市場が決算短信の利益報告に対して情報効率的であるという証拠を

---

(1) ここで、おおむね効率的と表現したのは、決算公表以前に内部情報に基づく異常な取引が確認されていたからである（大塚（1981））。東京証券取引所は、こうした実証結果をうけて、より適時的な開示を企業に要請したという。

(2) この領域の研究は、わが国の会計学界では、米国と異なり、基礎的な証拠を蓄積されることがなかった。その理由として、(1)「会計利益に対して市場が効率的である」という証拠が非常に頑健な結果であったこと、(2) 研究者の関心が、効率的市場仮説の検証よりも、アノマリーの発見・確認や経営者の裁量的な財務報告などにシフトしていったこと、(3) 研究手法としてのイベントスタディが今でもなお非常に時間のかかる作業であるにかかわらず、このテーマに関しては、得られる結果に新規性が少ないこと、などを指摘できよう。

得た。2000年代にはいと、日本経済団体連合会をはじめとする情報作成者は、四半期報告制度の導入や情報コストの増大をふまえ、決算短信の簡素化を強く要請するようになった。この議論の背景には、決算短信の情報有用性が低下しているのではないかという懸念がある。本論文は大塚（1981）の調査期間（1974年から1979年）を1985年から2009年に、サンプルを東京証券取引所上場の213社から全国証券取引所全社に拡張して、Landsman and Maydew（2002）のアプローチに基づき、決算短信の情報有用性に関する長期分析を行う。本論文では過去25年間にわたって、決算短信制度が市場の株価形成に有効に機能していたかどうかを検証する。こうした証拠は、未だ確認されておらず、会計制度の設計に際し、基礎的な資料を提供することになる。

## 2 データと分析方法

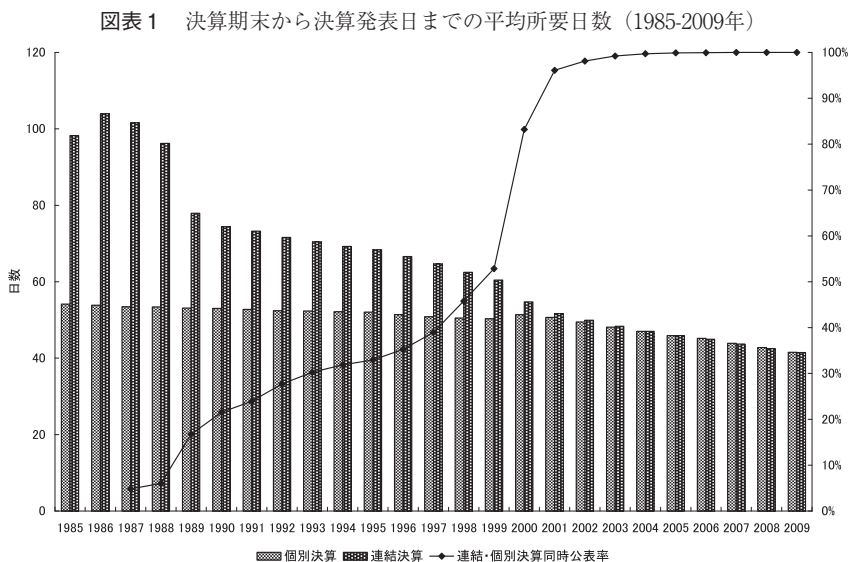
### (1) データ

上場企業について、日次ベースの株式リターンと売買高は、日経メディアマーケティングの「日本株式日次リターンデータ」（2010年1月）のデータを利用した。「日本株式日次リターンデータ」は、すべての証券取引所の上場全銘柄（ETFを除く）を対象として、1977年1月4日以降の日次ベースの株式リターンを収録している。1985年から2009年の期間について、銀行業、証券業、保険業を除く全上場企業をサンプルとした。

個別・連結決算短信の発表日は、2000年1月から2009年12月までは「NEEDS-CD ROM/DVD 日経財務データ」、1985年3月から2006年7月までは東洋経済新報社の企業財務データベースから入手した。両方のデータベースをクロスチェックしたうえで、個別決算短信発表日について64,633社-日、連結決算短信発表日について46,042社-日がそれぞれ収集された。

証券取引所の適時開示制度の特徴は、連結決算と個別決算の2種類の決算発表と経営者の業績予想が決算短信上で公表されることである。図表1は、本論

文のユニバースについて、決算期末から決算発表日までの平均所要日数である。過去25年間で、個別決算短信発表日までの所要日数は、1985年の54日（1,332社）から2009年の41日（3,402社）に13日減少している。一方、連結決算短信発表日までの平均所要日数は、1987年の101日（805社）から2009年の41日（2,794社）に60日減少している。連結決算短信発表日と個別決算短信発表日の差は、1987年の平均48日から年々縮小し、2007年3月期からは同時公表されるに至った。2000年の会計改革を境に、連結・個別決算公表の早期化と同時化が進展した。



(注) 日本経済新聞デジタルメディア「NEEDS-CD ROM/DVD 日経財務データ」と東洋経済新聞社の企業財務データベースから作成。1985年と1986年の連結決算については、公表日データが少ないが、参考のため記載した。1985年と1986年の連結決算公表所要平均日数は、それぞれ98日（4社）、103日（43社）。

決算期末から最初の決算短信発表日をファースト・イベント日とする。ファースト・イベントは、個別財務諸表のみ公表、または個別と連結の財務諸表同時発表、セカンド・イベントは連結財務諸表の追加公表である。セカンド・

イベントは、連結会計利益の追加的情報内容が多いほど、投資家にインパクトを与える（石塚・河（1987）、桜井・後藤（1985a, 1985b））。本論文では決算期末後に最初に公表される会計利益のアナウンスメント効果を測定する。

## (2) リターンの分析

アナウンスメント効果をイベントスタディ（event study）の方法によって測定する。イベントスタディは、会計やファイナンスの研究では、イベントに対する株式の異常リターン（abnormal return）を測定する方法として、標準的な研究デザインである<sup>(3)</sup>。

利益公表のイベントウィンドウは、決算短信の発表日の前後20営業日（20営業日に満たない場合には利用可能な営業日）とする。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it} \quad (1)$$

市場モデルの係数  $\alpha_i$  と  $\beta_i$  は、推計ウィンドウから OLS 回帰によって推計する。(1) 式の市場モデルの係数は、1985年から2009年までの25年間（カレンダーベース）、各決算期について企業ごとに推計される。

推計ウィンドウは、個別決算短信発表日（個別・連結決算短信を同時発表している場合にはその日）の前21営業日から、前年の連結決算短信発表日（連結決算短信を発表していない場合、個別決算短信発表日）後21営業日（あるいはイベントウィンドウ最終日の翌日）までの期間である。他の情報のアナウンスメントの影響を考慮して、前年連結決算短信のイベントウィンドウを推定期間から除いた。本決算が1年未満の変則決算については、サンプルから除いた。さらに、変則決算の発表日前後20日間もまた、他の決算期のアナウンスメント効果の推計期間から除いた。

---

(3) イベントスタディのサーベイについては、Strong (1992)、Armitasge (1995)などを参照されたい。

推計期間のうち、利用可能な株式リターンが100営業日未満の企業は、推計の安定性を確保するため、サンプルから除去している。また、推計係数 $\beta$ が5%水準で有意でない企業についても、集計から除去している。

$t$ 日の異常リターン  $AR_{it}$  は、(1) の市場モデルから推計される。

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

Beaver (1968), Landsman and Maydew (2002) と同様に、アナウンスメント効果を異常リターンの分散を利用して推計する。

$$AVAR_{it} = u_{it}^2 / VAR(AR_i) \quad (3)$$

ただし、 $i$ 社の  $AVAR_{it}$  は、 $t = -20, \dots, -1, 0, +1, \dots, +20$  に対して計算される。 $VAR(AR_i)$  は推計ウィンドウの異常リターンの分散である。イベントウィンドウの平方残差が推計ウィンドウと同程度であれば1になり、それより大きければ1を超えた値になる<sup>(4)</sup>。そこで、次の  $z$  統計量によって、 $AVAR$  の  $t$  日の平均  $\overline{AVAR}_t$  が1に等しいという帰無仮説を検定する。対立仮説は  $\overline{AVAR}_t$  が1より大きいである。

$$z_t = \frac{\overline{AVAR}_t - 1}{SD_t / \sqrt{N_t}} \quad (4)$$

$SD_t$  は、 $t$  日の  $AVAR_{it}$  の標準偏差である。この統計量は、自由度  $N_t - 1$  の  $t$  分布に従う。

### (3) 売買高の分析

イベントウィンドウ ( $t = -20, \dots, -1, 0, +1, \dots, +20$ ) の期間について、Lands-

---

(4) (3) 式の  $AVAR$  は、Beaver の  $U$  と呼ばれる。

man and Maydew (2002) と同様な売買高テストを実施する<sup>(5)</sup>。

$$AVOL_{it} = (Vol_{it} - \overline{Vol}_i) / SD(Vol_i) \quad (5)$$

$Vol_{it}$  は  $t$  日に取引される  $i$  社の売買高を発行済株式数で割った値である。 $\overline{Vol}_i$  と  $SD(Vol_i)$  は推計ウィンドウから推計された売買高  $Vol$  の平均と標準偏差である。 $AVOL_{it}$  は推計ウィンドウの平均と標準偏差で基準化した売買高である。

#### (4) 外れ値の処理

異常リターン  $AR$  の分布は、正規分布に比較して、裾の厚い急尖的 (leptokurtic) 分布になる。Rohrbach and Chandra (1989) は、急尖的分布では  $AVAR$  の検定が適切ではないことを指摘し、分布を修正することを推奨した。また、 $AVOL$  も外れ値の影響が大きい。株式の流動性の低い企業は、推計ウィンドウではほとんど取引されないで、その  $SD(Vol)$  が低い水準になる。そうした株式が利益公表時に、集中的に取引された場合、 $AVOL$  は大きな値をとる傾向にある。そこで、絶対中位数偏差による尺度によって外れ値を検出する (Sprenst (1993, 1998), 藁谷 (2006))。  $i$  社について、絶対中位数偏差が標準偏差の3.3725倍を超えるならば、外れ値と判定する。

$$\left| AR_{it} - \text{median}(AR_i) \right| > 3.3725 \times SD(AR_i) \quad (6)$$

$$\left| Vol_{it} - \text{median}(Vol_i) \right| > 3.3725 \times SD(Vol_i) \quad (7)$$

$\text{median}$  と  $SD$  はウィンドウの中位数と標準偏差である。

(1) の市場モデルの  $\beta$  係数が5%水準で有意ではない、あるいは、推計ウイ

(5) Beaver (1968) は会計利益の発表日に売買高が増加することを発見した。Beaver (1968) は、 $i$  社の売買高が市場全体の売買高と線形となるモデル  $Vol_{it} = a_i + b_i(\text{市場全体の売買高})_t + e_{it}$  によって異常売買高を推計した。このモデルは、株式リターンの市場モデルのアナロジーであって、その理論的な根拠はない (Bamber (1986))。

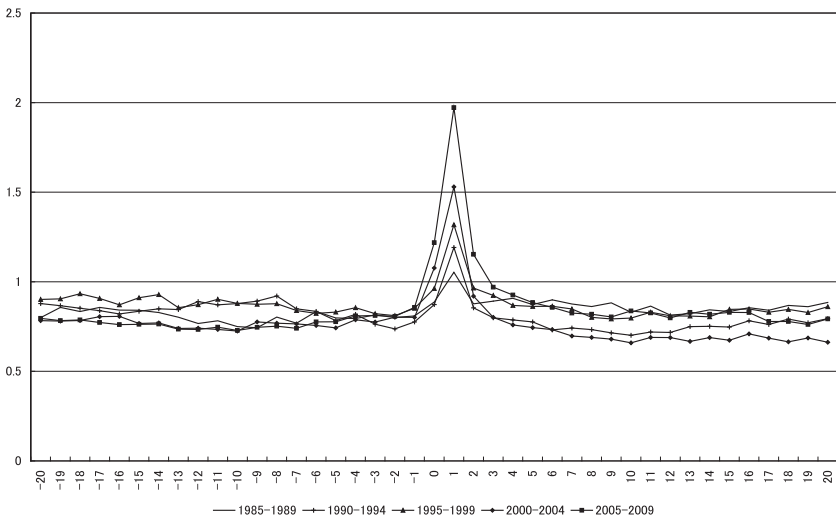
ンドウが100営業日に満たないという制約によって、決算短信発表日のイベント62,792社-年から42,071社-年になった。さらに、(6)の条件によって、異常リターンについては、決算短信発表日時点40,939社-年となった。異常売買高については、(7)の条件によって、決算短信発表日時点39,869社-年となった。

### 3 実証結果

#### (1) 異常ボラティリティ

図表2は、利益発表日前後20日の異常ボラティリティ  $AVAR$  である。年ごとに  $AVAR$  を集計し、それらを5期間（1980年代後半（1985-1989年）、1990年代前後半（1990-1994年、1995-1999年）、2000年代前後半（2000-2004年、2005-2009年））に区分して平均したものである。 $AVAR$  の推移は、すべての期間で、 $t = +1$ 日をピークとするきれいな山型である。決算短信は証券取引所の取引終了後に公表されることが多いので、その情報は翌営業日の株価に反映さ

図表2 決算発表日前後の異常ボラティリティ ( $AVAR$ ) : 1985-2009年





れる傾向にある。なお  $t = +1$  日の  $AVAR$  の水準は、サンプル期間で上昇傾向にあり、1980年代後半1.05、1990年代前半1.19、1990年代後半1.32、2000年代前半1.53、2000年代後半1.97である。

図表3は決算短信発表日前後5日の  $AVAR$  である。 $t = +1$  日では、1985年、1988年、1989年、1990年、1996年を除けば、1%水準、あるいは5%水準で有意である。決算短信情報は、公表日 ( $t = 0$ )、その翌日 ( $t = +1$ ) と翌々日 ( $t =$

図表3 決算短信発表日前後5日の異常ボラティリティ ( $AVAR$ ) の推移：1985-2009年

決算短信発表日からの 相対日付	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5
1985	0.85	0.89	0.75	0.74	0.82	0.97	1.13	0.87	0.96	1.04	1.15*
1986	0.77	0.73	0.81	0.92	0.84	0.99	1.14*	0.92	0.92	0.91	0.80
1987	0.97	0.95	1.01	0.85	0.85	0.93	1.13*	0.87	0.91	0.91	0.90
1988	0.66	0.65	0.61	0.70	0.72	0.71	0.86	0.79	0.78	0.74	0.75
1989	0.73	0.76	0.89	0.79	0.82	0.83	1.00	0.94	0.89	0.93	0.76
1990	0.88	0.91	0.82	0.79	0.85	0.91	1.04	0.85	0.80	0.80	0.78
1991	0.59	0.54	0.53	0.52	0.61	0.64	0.88	0.68	0.64	0.61	0.56
1992	1.01	1.09*	1.01	0.91	0.94	0.94	1.32**	0.94	0.83	0.78	0.85
1993	0.75	0.87	0.79	0.81	0.84	0.99	1.49**	0.96	0.92	0.91	0.94
1994	0.68	0.69	0.67	0.65	0.64	0.89	1.23**	0.84	0.80	0.83	0.75
1995	0.94	1.02	0.99	0.95	0.98	1.10*	1.29**	1.10*	1.15**	1.06	1.18**
1996	0.71	0.75	0.73	0.69	0.73	0.79	1.08	0.82	0.79	0.72	0.73
1997	1.13**	1.08*	1.04	1.03	1.08	1.17**	1.59**	1.13**	1.07	1.02	0.99
1998	0.62	0.66	0.65	0.66	0.73	0.82	1.26**	0.84	0.70	0.72	0.62
1999	0.76	0.76	0.70	0.74	0.75	0.93	1.37**	0.94	0.90	0.83	0.78
2000	0.72	0.66	0.68	0.68	0.65	0.88	1.34**	0.86	0.75	0.69	0.67
2001	0.68	0.70	0.67	0.68	0.67	1.02	1.47**	0.84	0.73	0.69	0.69
2002	0.60	0.64	0.69	0.70	0.75	1.11**	1.41**	0.79	0.75	0.66	0.67
2003	0.78	0.75	0.71	0.80	0.87	1.13**	1.62**	0.96	0.82	0.83	0.78
2004	0.94	1.19**	1.13**	1.14**	1.06*	1.24**	1.81**	1.14**	0.96	0.92	0.91
2005	0.80	0.87	0.88	0.86	0.90	1.22**	1.89**	1.17**	1.08*	0.97	0.99
2006	0.65	0.71	0.72	0.76	0.77	1.13**	1.92**	1.15**	0.95	0.95	0.92
2007	0.86	0.88	0.87	0.88	0.96	1.40**	2.34**	1.33**	1.12**	1.09**	0.98
2008	0.96	0.91	0.91	0.89	0.98	1.43**	2.22**	1.30**	1.04	0.98	0.93
2009	0.62	0.67	0.67	0.64	0.68	0.90	1.48**	0.82	0.66	0.64	0.61

(注) \*\*と\*は $z$ 統計量((4)式)によって片側検定した結果、それぞれ1%水準、5%水準で有意であることを表す。

+2) の3営業日に、株価に織り込まれている。

## (2) 異常売買高

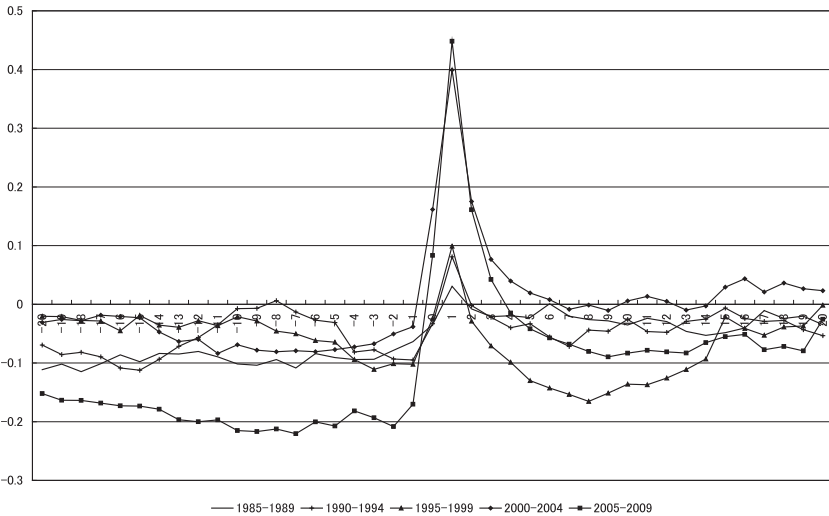
図表4は、決算短信発表日 ( $t=0$ ) 前後の異常売買高 ( $AVOL$ ) の平均である。異常売買高は、決算短信発表日の翌日 ( $t=+1$ ) がピークである。おおむね、決算短信情報にもとづいた取引は、決算短信発表日 ( $t=0$ )、その翌日 ( $t=+1$ )、翌々日 ( $t=+2$ ) に集中している。2000年代における  $t=+1$  時点の  $AVOL$  は、0.4程度の水準である。これはそれ以前のほぼ4倍の水準である。2000年以降、取引が決算短信発表日直後に集中していることが明らかになった。

決算短信発表日前は、 $AVOL$  が0より小さい傾向にある。すなわち、発表日前には通常の売買高を下回る水準で取引が推移している。とりわけ、2005-2009年の期間では、発表日前の  $AVOL$  は、 $-0.2$ 前後で推移している。この水準は、それ以前の期間よりも低い。この理由の一つは、公平情報開示によって、アナリストなどが企業にアクセス（取材）できなくなったためであろう。米国は、2000年から Regulation Fair Disclosure によって公平な情報開示を要請し、アナリストなど特定の者に限定した情報提供を禁じている。日本でも、決算発表日直前の個別情報の提供が行われなくなっている。日本インベスター・リレーションズ協議会（2006）の第13回「IR活動実態調査」によると、情報開示の公平性確保のために、沈黙期間（アナリストなどの接触を禁じている期間）を設定している企業は、回答987社のうち574社（58.2%）であった<sup>(6)</sup>。沈黙期間は、「決算締め日から決算発表日まで」が53.3%、「決算発表前3週間以内」が15.9%、「決算発表前2週間以内」が13.9%であった。この沈黙期間では、薄井（1997）が示した情報トレーダーによる価格形成メカニズムが機能していない可能性が高い。すなわち、この期間では企業がアナリストに情報を提供し

(6) 全株式公開会社（3,811社）に2006年4月12日に調査票を郵送し、5月1日まで到着した回答が集計された。回答社数は1,032社、回答率27.1%であった。

ないので、アナリストの公表する情報に基づいた取引が低下する傾向にある。その結果、公的情報である決算短信の発表日に取引が集中すると考えられる。図表4からは、この集中化傾向が2000年代では顕著になっていることがわかる。

図表4 決算短信発表日前後の異常売買高 (AVOL) : 1985-2009年



### (3) 異常ボラティリティと異常売買高のトレンド

Landsman and Maydew (2002) は、1972-1998年の期間、利益発日表前後3日間 ( $t = -, 0, +1$ ) の異常ボラティリティと異常売買高が増加していたことを発見した。日本では、こうした事実はまだ確認されていない。そこで、次の実証モデルによって、異常ボラティリティと異常売買高のトレンドを分析する。

$$AVAR(0, +2)_{it} = a_0 + a_1 TIME_t + a_2 MAY_t + a_3 TIME_t \times MAY_t + e_{1it} \quad (8)$$

$$AVOL(0, +2)_{it} = b_0 + b_1 TIME_t + b_2 MAY_t + b_3 TIME_t \times MAY_t + e_{2it} \quad (9)$$

$AVAR(0, +2)$  と  $AVOL(0, +2)$  は、決算短信発表日から3営業日の異常ボラティリティと異常売買高をそれぞれ集計した値である。これまでの分析から、日本では、この3営業日に取引が集中しているからである。ただし、その間に、1日でも(6)と(7)の外れ値に相当する観測値がある場合には、このトレンド分析から除いた。 $TIME$  は、1985年を1、…、2009年を25とするトレンド変数である。日本では年々3月決算期企業が増加しており、それらの企業のほとんどが5月に決算短信を公表する。そこでこの影響を考慮するため、ダミー変数  $MAY$  (決算短信発表日が5月ならば1、そうでないならば0) を追加する。 $TIME \times MAY$  は交差項、 $e$  はエラー項である。

図表5は、(8)と(9)について、OLS回帰した推計結果である。異常ボラティリティと異常売買高の  $TIME$  の係数は、いずれも1%水準で有意な正の値である。つまり、決算短信発表3営業日 ( $t = 0, 1, +2$ ) の異常ボラティリティと異常売買高は、年々増加傾向にある。5月発表の効果は両者で異なる。異常ボラティリティの推計では、 $MAY$  の係数は、1%水準で有意な負の値であるが、 $TIME$  と  $MAY$  の交差項の係数は有意な推計値ではない。5月に決算短信を発表する場合、それ以外の月の場合より、異常ボラティリティは小さくなる傾向にある。5月発表の増加傾向による影響は確認できない。一方、異常売買高の推計については、 $MAY$  の係数は、5%水準で有意な正の値、交差項の係数は1%水準で有意な負の値である。5月に決算短信を発表する場合、それ以外の月の場合より、異常売買高は大きくなる傾向にある。その傾向は年々少しずつ弱まっているが、 $b_1 + b_3$  は統計的に有意な正の値であるので、異常売買高は、全体として、年々増加している。

薄井(1997)によれば、他の条件が一定ならば、公的情報の質が高まるにつれて、価格のボラティリティが低くなる、あるいは、私的情報の質が高まるほど、価格のボラティリティが高くなる。図表5の推計結果によれば、決算短信発表3営業日の異常ボラティリティは、年々増加している。この発見事実は、

会計情報を含めた公的情報の質の低下、あるいは、投資家の保有する私的情報の質の向上があったと予想される。2000年代には、決算短信発表前の期間、企業が「沈黙期間」としてアナリストとの接触や情報の提供を制限している。そのため、アナリストの公表する情報（公的情報の範疇にはいる）の質が低下している可能性が高い。分析期間では、決算短信について、いくつかの改善が実施されている。たとえ、決算短信が量的にも質的にも向上したとしても、私的情報の質が高まれば、結果として、価格のボラティリティは増加するであろう。

図表5 異常ボラティリティと異常売買高のトレンド

	$AVAR(0, +2)$	$AVOL(0, +2)$
<i>const.</i>	2.481**	-0.527**
	( 32.415 )	( -14.848 )
<i>TIME</i>	0.080**	0.045**
	( 16.648 )	( 19.636 )
<i>MAY</i>	-0.341**	0.105*
	( -3.745 )	( 2.389 )
<i>TIME × MAY</i>	-0.006	-0.008**
	( -1.058 )	( -2.866 )
DW 値	1.924	1.859
F 値	306.113	282.489
AdjR2	0.024	0.023
観測値数	37,713	35,821

(注) 括弧の数字は、分散不均一の影響を修正した White (1980) の  $t$  値。\*\*と\*は両側  $t$  検定した結果、それぞれ 1%水準、5%水準で有意であることを表す。

#### 4 むすび

本論文は、サンプル期間25年（1985年から2009年）、銀行、証券、保険業を除く全上場企業のサンプルにもとづいて、決算短信制度が株式市場の価格形成に有効に機能しているかどうかを調査した。異常リターンについては決算短信

発表日時点40.939社-年のイベント、異常売買高については決算短信発表日時点39.869社-年のイベントという大規模なサンプルが分析対象となった。分析の結果、過去25年間にわたって、発表日、その翌日と翌々日の3営業日に、決算短信情報が統計的に有意に株価に織り込まれていることが明らかになった。

異常リターンのボラティリティ (*AVAR*) は決算短信公表日の翌日をピークとしている。決算短信は証券取引所の取引終了後に公表されることが多いので、その情報は翌営業日の株価に反映される傾向にある。さらに決算短信発表日の翌営業日の *AVAR* の水準は、サンプル期間で上昇傾向にある。

異常売買高 (*AVOL*) もまた決算短信発表日の翌日がピークである。おおむね、決算短信情報にもとづいた取引は、決算短信発表日、その翌日、翌々日に集中している。2000年代における決算短信発表日翌日の *AVOL* は、0.4程度の水準である。これはそれ以前のほぼ4倍の水準である。2000年以降、取引が決算短信日直後に集中していることが明らかになった。決算短信発表日前は、*AVOL* が0より小さい傾向にあり、発表日前には通常の売買高を下回る水準で取引が推移している。とりわけ、2005-2009年の期間では、発表日前の *AVOL* は、-0.2前後で推移している。この水準は、それ以前の期間よりも低い。これは、公平情報開示によって、決算短信発表日以前の一定期間、いわゆる沈黙期間では、アナリストなどが企業にアクセス（取材）できなくなったためと考えられる。米国では、特定の者に限定した情報提供を禁じている。日本でも、決算発表日直前には個別情報の提供が行われなくなっている。この沈黙期間では情報トレーダーによる価格形成メカニズムが機能していない可能性が高い。その結果、公的情報である決算短信の発表日以降に取引が集中すると予想される。

日本の株式市場において、1985-2009年の期間では利益発日表前後3日間の異常ボラティリティと異常売買高が増加していることが新たに発見された。この結果は Landsman and Maydew (2002) の米国株式市場での結果（調査期間

は1972-1998年)とも整合的である。さらに、日本では2000年以降、決算短信発表日直後に取引が集中していることが発見された。これらの結果は決算短信制度の情報有用性が過去25年にわたって上昇していることを示唆している。

情報作成者は決算短信制度の簡素化を要請している。日本経済団体連合会(2010)は、「財務報告に関するわが国開示制度の見直しについて」と題する意見書を公表した。内部統制報告制度や四半期報告制度の導入など、企業の情報開示コストが増加しており、IFRS導入に向けた環境整備の観点から、開示制度全般に対する抜本の見直しを求めている。その提言は次の通りである。

- (1) 取引所における適時開示制度：適時開示制度全般や決算短信（通期／四半期）の見直し、業績予想開示については、その廃止あるいは自主開示および決算短信の様式の見直し
- (2) 金融商品取引法上の法定開示：個別財務諸表開示の廃止も含め抜本的な簡素化、四半期報告制度の簡素化・効率化
- (3) 内部統制報告制度：制度の簡素化・効率化

日本経済団体連合会(2010)は、「各国の制度と比較しても、わが国の開示制度は過剰である」と考えている。2000年以降、会計制度の改革、四半期報告書の開示、内部統制制度の導入が相次いでいる。図表1に示したように、連結と個別決算も同時公表の割合は1999年の50%から2007年以降は100%になり、公表に要する日数も60日から40日に大幅に短縮されている。この間、企業経理の現場では情報作成コストの多大な負担増加があったのであろう。

本論文の実証結果が示唆するように、決算短信制度は株式市場の株価形成にとって根幹の制度である。経営者が投資家に対して、1枚目に実績決算のサマリーと同時に翌期の業績予想を公表する。さらに2枚目以降に財務諸表、訂正情報、定性情報などを詳細に公表する。この業績予想は、いわば、経営者の当期業績に対するコミットメントになっている。また経営者の業績予想は、アナリストにとってもベンチマークとなっている。期中に、業績予想の改訂があつ

た場合には、市場はその情報に対して敏感に反応することが実証的に確認されている(河(1998), 後藤(1993), Kato, Skinner, and Kunimura(2009))。市場の開示要請が厳格な米国でさえ、経営者の業績予想は強制されていない。日本の厳格な開示規制は経営者の規律付けにもなっている。

ここでの決算報告制度の長期分析によれば、わが国で独自に形成された決算短信制度は過去25年にわたって株式市場の価格形成に有効に機能している。決算短信の情報有用性は、これまで年々上昇しており、その制度的な重要性は依然として高いといえよう。

#### 参考文献

- Armitage, S., 1995. Event study methods and evidence on their performance. *Journal of Economic Survey* 8, 25-52.
- Ball, R., Brown, P., 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6, 159-178.
- Bamber, L.S., 1986. Information content of annual earnings releases: A trading volume approach. *Journal of Accounting Research* 24, 40-56.
- Beaver, W.H., 1968. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 6 (Supplement), 67-92.
- 後藤雅敏, 1993, 「経営者が公表する予測情報の有用性に関する実証研究」『会計』第114巻第2号, 81-91頁。
- 河榮徳, 1998, 「業績予想の修正と資本市場の反応」『早稲田商学』第377号, 63-89頁。
- 石塚博司, 1978, 「資本市場における会計情報の有効性〈パイロット・テスト〉—決算情報は投資行動に対して影響力をもつか」『企業会計』第30巻第13号, 1917-1924頁。
- 石塚博司, 河榮徳, 1986, 「会計方法の変更に対する資本市場の反応(1)」『会計』第130巻第3号, 357-376頁。
- 石塚博司, 河榮徳, 1986, 「会計方法の変更に対する資本市場の反応(2)」『会計』第130巻第4号, 516-534頁。
- 石塚博司, 河榮徳, 1987, 「連結財務諸表の情報効果」『早稲田商学』第323号, 1-19頁。
- Kato, K., Skinner, D.J., Kunimura, M., 2009. Management forecasts in Japan: An empirical study of forecasts that are effectively mandated. *The Accounting Review* 84, 1575-1606.
- 國村道雄, 1979, 「会計情報と株価—実証研究」『会計』第115巻第3号, 491-503頁。
- 香村光雄, 1987, 「わが国証券市場における会計利益の情報内容—昭和40年代・50年代における分析—」『会計』第132巻第4号, 490-511頁。
- Landsman, W.R., Maydew, E.L., 2002. Has the information content of quarterly earnings announcements declined in the past three decades? *Journal of Accounting Research* 40, 797-808.
- 藁谷千風彦, 2006, 『計量経済学大全』, 東洋経済新報社。
- 日本インベスター・リレーションズ協議会, 2006, 「第13回 IR 活動の実態調査」。
- 日本経済団体連合会, 2010, 「財務報告に関わるわが国開示制度の見なおしについて」(2010年7月20



- 日), <http://www.keidanren.or.jp/japanese/policy/2010/069.html>。
- 大塚宗春, 1981, 「資本市場における会計情報の有効性 - 決算報告の情報効果について」『企業会計』第33巻第1号, 164-178頁。
- Rohrbach, K., Chandra, R., 1989. The power of Beaver's U against a variance increase in market model residuals. *Journal of Accounting Research* 27, 145-155.
- 桜井久勝, 後藤雅敏, 1985a, 「決算発表に対する株式市場の反応 (1)」『企業会計』第37巻第11号, 86-91頁。
- 桜井久勝, 後藤雅敏, 1985b, 「決算発表に対する株式市場の反応 (2)」『企業会計』第37巻第12号, 68-75頁。
- 佐藤絃光, 1979, 「会計報告と株式市場 - 決算内容の情報効果をめぐって」『企業会計』第31巻第10号, 1492-1511頁。
- Sprenst, P., 1993. *Applied Nonparametric Statistical Methods*, 2nd ed. Chapman & Hall.
- Sprenst, P., 1998. *Data Driven Statistical Methods*, 2nd ed. Chapman & Hall.
- Strong, N., 1992. Modelling abnormal returns: A review article. *Journal of Business Finance & Accounting* 19, 533-553.
- 土本清幸, 飯沼和雄, 2007, 「東京証券取引所における適時開示政策の変遷」『現代ディスクロージャー研究』第7号, 23-30頁。
- 薄井彰, 1997, 「会計情報と市場のマイクロストラクチャー」, 吉田寛・柴健次編『グローバル経営会計論』税務経理協会, 255-277頁。
- White, H., 1980. A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity, *Econometrica* 48, 817-838.