

## 業績予想の修正と資本市場の反応

河 榮 徳

### 1. はじめに

日本におけるファイリング制度は、全国の証券取引所に上場している会社に対し、会社経営上の重要な事項があった場合、その内容をタイムリに開示することを目的にし、1989年4月から実施されている。1989年4月以来、ファイリングは、例えば東京証券取引所の場合、毎年度約10,000から12,000件行われており、業績予想の修正に関するファイリング件数は全体の11～25%を占めている。

3月決算期企業の多くは、中間決算の公表を11月下旬に行い、そのとき上半期の実績値とともに当期通期予想の修正を行う。また、本決算公表は、翌年5月下旬に行い、当期通期実績公表とともに来期の通期予想を公表する。

業績の予想は、「決算短信」なかの「次期の業績予想」欄に、売上高、経常利益、当期利益につき中間期と通期に分けて公表されている。これら予測値の修正または実績との差異が生じ、それが「重要事実」に該当するときは、開示を行うことが必要とされる。例えば、経常利益については、新予想値または当期実績値が公表済みの直近予想値に比べ30%以上変動しており、かつ、新予想値または当期実績値と公表済みの直近予想値との差額が前期末の純資産の5%以

上である場合、その変動は「重要事実」に該当する。業績予想値の修正は、中間決算の公表前や本決算の公表前の数週間に多く公表されている。

業績予想の修正等については、次のように分類することができる。

- (1) 業績予想の修正：公表された直近の予想値と新たに算出された予想値との差
- (2) 前期実績と業績予想との差異：公表された前期実績値と新たに算出された予想値との差
- (3) 業績予想との差異：公表された直近の予想値と当期決算数値との差
- (4) 前期実績との差異：公表された前期実績値と当期決算数値との差

本研究では、業績予想の修正等のうち、(1)業績予想の修正と(3)業績予想との差異を中心に分析する。

本研究では、経営者による業績予想の修正等について、その情報効果の分析を次のように行う。まず、業績予想修正の公表は情報効果をもつかについて分析する（研究Ⅰ）。次に、業績予想の修正内容別（上方修正と下方修正）に情報効果が異なるかどうかについて分析する（研究Ⅱ）。最後に、予想の修正が行われる業績変数（売上高、経常利益、純利益）それぞれの情報効果を分析する（研究Ⅲ）。

以上を分析することによって業績予想修正の情報効果を明らかにし、ファイリング制度の有効性を確認することが本研究の目的である。

## 2. 仮説

業績予想の修正等は、当該企業の業績見通しに関して重大な修正があるとき、経営者によってはじめてその事実が公表されるので、その中には新情報が含まれ、株価形成と取引量に影響を及ぼすと思われる。

仮説1：業績予想修正の公表は、株価と取引量に影響を及ぼすと予想される。

業績予想の修正の公表は、上場部別（第1部と第2部）、公表の時期（上期と下期）、およびファイリングの集中度合（集中期間と非集中期間）によって、そのインパクトが異なると予想される。一般に、東京取引所第1部の上場企業は、第2部上場企業に比べ、規模が大きく、業績予想の修正公表前に存在する情報量も多いと考えられる。予想修正の公表は、事前情報量の比較的少ない第2部上場企業により大きいインパクトを与えると予想される。

仮説2a：業績予想の修正の公表は、東京証券取引所第1部上場企業に比べ、第2部上場企業に、より大きいインパクトを与えると予想される。

業績予想の精度は、決算日に近づくにつれ高くなるのが普通である。上期に公表される業績予想には、下期の予想よりも不確実性が多く介在することになる。したがって、精度の低い上期の予想修正は、株価に相対的に弱い影響を及ぼす一方、取引量にはより大きいインパクトを与えることが予想される。

仮説2b：業績予想の修正の公表を上期と下期に分ける場合、株価には下期の予想修正が、取引量は上期の予想修正が、より大きいインパクトを与えると予想される。

東京証券取引所の上場企業の多くが、個別の年次決算短信を5月に、中間決算短信を11月に行っており、それぞれの前の数週間にファイリングが集中する傾向がある。市場に流入する情報が多くなると、その解釈をめぐる企業評価に対する意見の不一致が生じやすい。ファイリングが集中する期間に公表する予想修正は、より大きい取引量を引き起こす一方、株価にはより少ないインパクトをもたらすと予想される。

仮説2c：ファイリングの集中する時期の修正公表は、株価により小さいインパクトを、取引量にはより大きいインパクトを与えると予想される。

企業の業績と株価は正の関係が予想される。すなわち、業績予想の修正がグッド・ニュースであれば、株価は上昇し、バッド・ニュースであれば、株価は下落することが予想される。一方、取引量は、予想修正額の大きさに反応すると思われる。

仮説3a：業績予想の修正内容が良好（劣悪）であればあるほど、株価に正（負）の影響を及ぼすと予想される。

仮説3b：業績予想の修正額が大きいほど、取引量に大きい影響を及ぼすと予想される。

仮説3から、業績変数は株価と取引量に影響を及ぼすと予想される。仮説2から、上場部別、ファイリング時期別、不確実性の程度などが、また、企業規模も、株価と取引量に影響を及ぼすと予想される。

仮説4a：業績変数（売上高、経常利益、純利益）と株価との間には正の関係があると予想される。

仮説4b：業績変数（売上高、経常利益、純利益）の絶対値と取引量には正の関係があると予想される。

### 3. 研究方法

業績予想修正の情報効果を分析するために、期待外収益率分析、期待外取引量分析、および重回帰分析を行う。

期待外収益率は、分析対象期間（イベント日を0日とし、その前の30日と後

の30日の期間) について、式(1)のように、2指標モデルのパラメータの推定値を用いて求める。2指標モデルは、市場モデルを拡張し、市場全般要因指標のほかに産業要因指標を組み入れたものである<sup>(1)</sup>。そのパラメータの推定は、分析間の前の250日間(-280日～-31日)で行う。

$$u_{jt} = R_{jt} - \{ \hat{a}_0 + \hat{a}_1 R_{mt} + \hat{a}_2 R_{it} \} \quad t = -30, \dots, +30 \quad (1)$$

ここで、 $R_{jt}$  は  $t$  時点における  $j$  会社の株式収益率、 $R_{mt}$  は  $t$  時点における市場収益率、 $R_{it}$  は当該会社の所属する業種の正味効果を表す。

期待外取引量は、分析対象期間のついて、(2)式のようにを求める。

$$v_{jt} = V_{jt} - \{ \hat{a}_0 + \hat{a}_1 V_{mt} + \hat{a}_2 V_{it} \} \quad t = -30, \dots, +30 \quad (2)$$

ここで、 $V_{jt}$  は  $j$  会社の発行済み株式数に対する取引高の比率、 $V_{mt}$  および  $V_{it}$  は、それぞれ、市場全体および当該会社の属する業種の発行済み株式数に対する取引量の比率である<sup>(2)</sup>。したがって、 $v_{jt}$  には、市場全体要因および産業固有の要因は除去され、結果的に、企業固有の部分だけが残ることになる。

研究Ⅰを行うために、業績予想の修正等の公表日において、式(1)で求めた期待外収益率および式(2)で求めた期待外取引量の反応を分析する。上場部別(第1部、第2部)公表の期間別(上期・下期、集中・非集中)にも分析を行う。

研究Ⅱを行うために、式(4)のように、修正内容別(上方・下方修正、業績変数の5分位別)に累計期待外収益率(CAR)を求める<sup>(3)</sup>。

$$AR_t = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n u_{jt} \quad t = -30, \dots, +30 \quad (3)$$

$$CAR_t = \sum_{s=-30}^t AR_s \quad t = -30, \dots, +30 \quad (4)$$

業績変数の変化率を基準に、サンプルを 5 つのグループに分類し、グループ間の期待外収益率や期待外取引量を比較検討する。

研究Ⅲを行うために、期待外収益率に対し、業績変数を説明変数にして重回帰分析を行い、回帰係数の有意性を比較検討する。業績変数としては、売上高 ( $SL_t$ )、経常利益 ( $OI_t$ ) および純利益 ( $NI_t$ ) を用いる。また、上場部別 (第 1 部と第 2 部) や公表期間別 (上期・下期, 集中・非集中) の影響を確認するために、ダミー変数 ( $Sct_t$ : 上場部別,  $Prd_t$ : 上期・下期別,  $Con_t$ : 集中・非集中別) などを加える。期待外収益率としては、公表日とその前後の数日で計算した累計期待外収益率  $U[0]$ ,  $U[-1, 0]$ ,  $U[-1, 1]$ ,  $U[0, 1]$  を用いる。

$$U[t]_j = b_0 + b_1 SL_t + b_2 OI_t + b_3 NI_t + b_4 Sct_t + b_5 Prd_t + b_6 Con_t + \varepsilon, \quad (5)$$

$$\text{window} : [0], [-1, 0], [0, 1], [-1, 1]$$

$$Sct_t = \begin{cases} 0 : \text{第 1 部} \\ 1 : \text{第 2 部} \end{cases} \quad Prd_t = \begin{cases} 0 : \text{上期} \\ 1 : \text{下期} \end{cases} \quad Con_t = \begin{cases} 0 : \text{非集中} \\ 1 : \text{集中} \end{cases}$$

また、期待外取引量に対し、説明変数として期待外収益率の絶対値 ( $|U[0]_j|$ )、業績変数の変化額の絶対値 ( $|UE|_j$ ) と各ダミー変数を用いて、重回帰分析を行う。期待外取引量としては、公表日とその前後の数日で計算した累計期待外取引量  $V[0]$ ,  $V[-1, 1]$ ,  $V[0, 5]$ ,  $V[-1, 5]$  を用いる。

$$V[t]_j = b_0 + b_1 |U[0]_j| + b_2 |UE|_j + b_3 Sct_t + b_4 Prd_t + b_5 Con_t + \varepsilon, \quad (6)$$

$$\text{window} : [0], [-1, 1], [0, 5], [-1, 5]$$

$$Sct_t = \begin{cases} 0 : \text{第 1 部} \\ 1 : \text{第 2 部} \end{cases} \quad Prd_t = \begin{cases} 0 : \text{上期} \\ 1 : \text{下期} \end{cases} \quad Con_t = \begin{cases} 0 : \text{非集中} \\ 1 : \text{集中} \end{cases}$$

#### 4. データ

上場企業における重要な会社情報は、上場取引所（上場管理室）に提出され、翌日縦覧室にて公衆縦覧に供される。業績予想の修正等に関するファイリングデータは、東京証券取引所の閲覧室の「縦覧資料（公開報告書等）」から収集した。

株価収益率は権利落ち修正済み株価を用いて求めた。市場指標としては、東証総合株価指数を、また業種指標としては、東証業種総合指数を用いることにした。これら株価・指数関連のデータは「日経 Needs 株価・指数ファイル」から収集した。

本研究において用いたデータは、東京証券取引所に上場されている企業のうち1989年4月1日から1993年3月31日までの間、通期の業績予想の修正を行った企業をサンプルとして用いた。そのうち、金融・保険業に属するサンプルは、分析対象から除外した。また、決算期の変更があり、決算月数が12か月に満た

表1 サンプル

	1989	1990	1991	1992	合計
<u>分析サンプル</u>	384	523	746	1116	2769
<u>上場部別</u>					
第1部	229	304	497	806	1836
第2部	155	219	249	310	933
<u>ファイリング時期</u>					
上期	229	309	350	634	1522
下期	155	214	396	482	1247
第1部：東京証券取引所の第1部上場					
第2部：東京証券取引所の第2部上場					
上期：中間決算短信以前の修正公表					
下期：中間決算短信以降の修正公表					

表 2 業績予想の修正と決算短信公表日との週差分

週 差	1989	1990	1991	1992	合 計
-50~-46	1	4	0	1	6
-45~-41	4	8	3	6	20
-40	4	1	1	6	12
-39	6	7	14	15	42
-38	6	3	4	23	36
-37	5	9	15	33	62
-36	8	9	8	33	58
-35	5	15	11	28	59
-34	12	12	10	44	78
-33	8	7	7	24	46
-32	8	16	13	25	62
-31	16	22	35	57	130
-30	34	57	47	80	218
-29	22	26	52	75	175
-28	25	43	48	61	177
-27	47	43	47	74	211
-26	16	24	34	49	123
-25~-21	3	8	16	8	35
-20~-16	5	6	8	6	25
-15	5	6	8	6	25
-14	8	8	22	15	53
-13	12	10	32	24	78
-12	6	8	13	20	47
-11	7	6	27	26	66
-10	7	5	28	42	82
-9	13	15	34	30	92
-8	4	14	19	24	61
-7	0	13	7	10	30
-6	2	9	12	25	48
-5	15	19	32	42	108
-4	28	22	45	65	160
-3	11	15	17	43	86
-2	11	14	29	26	80
-1	2	4	5	9	20
0	18	37	40	63	158
合 計	384	523	746	1116	2769



表3 変数の記述統計量および相関係数

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
SLPS	2769	144.2	2281.3	36.8	41940.0
OIPS	2769	34.0	87.3	-577.9	1,674.0
NIPS	2769	15.0	57.1	-950.0	793.3
SLP_D	2769	-76.6	321.0	-8,950.9	1,297.4
OIPS_D	2769	-12.3	37.7	-788.9	306.1
NIPS_D	2769	-7.6	37.6	-809.0	600.6
SLPS_R	2769	-0.042	0.097	-0.916	0.749
OIPS_R	2769	-0.271	0.500	-21.000	5.768
NIPS_R	2769	-0.263	1.323	-21.578	17.628
MktVal	2769	137968	32827	2700	6205319
U[0]	2347	-0.184	3.556	-19.958	16.479
U[0]	2347	2.536	2.498	0.004	19.958
Vr[0]	2482	0.272	0.789	0.001	20.876
V[0]	2482	0.366	1.086	-2.944	5.197

## 変数間の相関関係

	SLPS	OIPS	NIPS	SLPS_D	OIPS_D	NIPS_D	SLPS_R	OIPS_R
OIPS	0.367							
NIPS	0.284	0.788						
SLPS_D	-0.312	-0.179	-0.127					
OIPS_D	-0.142	0.086	0.152	0.522				
NIPS_D	-0.009	0.170	0.625	0.174	0.560			
SLPS_R	0.033	0.041	0.076	0.573	0.387	0.223		
OIPS_R	0.024	0.305	0.337	0.092	0.458	0.376	0.289	
NIPS_R	0.033	0.181	0.556	0.057	0.270	0.747	0.197	0.530

SLPS：1株当り売上高（新予想値）

OIPS：1株当り経常利益（新予想値）

NIPS：1株当り純利益（新予想値）

SLPS\_D：1株当り売上高の変化額

OIPS\_D：1株当り経常利益の変化額

NIPS\_D：1株当り純利益の変化額

SLPS\_R：1株当り売上高の変化率

OIPS\_R：1株当り経常利益の変化率

NIPS\_R：1株当り純利益の変化率

MktVal：時価総額（期首株価×発行済み株式数）

U[0]：0日の期待外収益率

|U[0]|：0日の期待外収益率の絶対値

Vr[0]：0日のなまの取引比率（取引量／発行済み株式数）

V[0]：0日の期待外取引量

ないサンプルやデータの欠落により分析モデルのパラメータの推定に信頼性の低いサンプルは分析の対象から除いた。その結果、最終分析対象サンプルは 2,769 件で、1989 年度（1989.4.1～1990.3.31）384 件、1990 年度（1990.4.1～1991.3.31）523 件、1991 年度（1991.4.1～1992.3.31）746 件、1992 年度（1992.4.1～1993.3.31）1,116 件である。

表 2 は、業績予想の修正と決算短信の公表日との週差の分布を示したものである。

業績予想の修正は個別決算の公表週（0 週）を基準にして、1 年中行われているが、とくに、中間決算公表週（-26 週）前の数週間と個別決算公表週の前の数週間に集中している。このように業績予想の修正の公表が短期間に集中する現象については、仮説 2c や仮説 4 で検討する。

表 3 は、業績変数などの記述統計量と変数間の相関係数を示したものである。特に、経常利益と純利益との間には、その修正額（1 株当りの額）では 0.788、その変化率では、0.530 とかなり高い相関が存在する。重回帰分析をする際には、説明変数の選択を慎重に行う必要がある<sup>(4)</sup>。

## 5. 分析結果

### (1) 研究 I の結果

仮説 1 は次のように帰無仮説と対立仮説に表わすことができる。

$$\text{帰無仮説 } H_{10} : |U[0]| = 0, V[0] = 0$$

$$\text{対立仮説 } H_{11} : |U[0]| > 0, V[0] > 0$$

ここで、 $|U[0]|$  は 0 日の期待外収益率の絶対値を、 $V[0]$  は期待外取引量を表す。

表4 期待外収益率および期待外取引量の推移

日次	U[0]	SD(U)	U[0]	Vr[0]	V[0]
-30	0.00002	0.0263	0.01886	0.17163	0.00008
-25	-0.00008	0.0251	0.01859	0.17017	-0.00466
-20	0.00085	0.0263	0.01862	0.15836	-0.02886
-15	0.00113	0.0257	0.01836	0.16896	-0.00144
-14	-0.00020	0.0266	0.01839	0.16391	-0.01796
-13	-0.00016	0.0254	0.01782	0.17070	-0.01826
-12	0.00066	0.0265	0.01886	0.17361	-0.01385
-11	-0.00007	0.0253	0.01806	0.17396	-0.02396
-10	0.00077	0.0251	0.01793	0.17039	-0.03052
-9	0.00042	0.0250	0.01836	0.17300	-0.01608
-8	0.00002	0.0250	0.01777	0.17545	-0.00349
-7	-0.00021	0.0252	0.01766	0.17206	-0.00383
-6	0.00018	0.0256	0.01822	0.17067	-0.00884
-5	0.00091	0.0258	0.01818	0.16403	0.01170
-4	-0.00028	0.0255	0.01815	0.16953	0.00337
-3	-0.00050	0.0244	0.01777	0.16336	-0.00776
-2	0.00071	0.0257	0.01814	0.17243	0.00056
-1	0.00092	0.0272	0.01909	0.19499	0.00681
0	-0.00191	0.0356	0.02538	0.27237	0.36608
1	0.00020	0.0274	0.01923	0.23910	0.23259
2	0.00001	0.0269	0.01881	0.21759	0.15647
3	0.00032	0.0280	0.01784	0.20990	0.10271
4	-0.00076	0.0256	0.01818	0.20128	0.08250
5	0.00044	0.0249	0.01781	0.17847	0.08321
6	-0.00038	0.0241	0.01722	0.18968	0.06369
7	-0.00053	0.0250	0.01793	0.19328	0.03848
8	-0.00018	0.0250	0.01798	0.19255	0.06277
9	-0.00056	0.0243	0.01774	0.17678	0.06506
10	-0.00019	0.0247	0.01778	0.18404	0.05204
11	-0.00139	0.0248	0.01777	0.16701	0.02061
12	-0.00027	0.0240	0.01739	0.16574	0.01333
13	-0.00060	0.0249	0.01801	0.16499	-0.00445
14	0.00049	0.0244	0.01755	0.17973	0.01960
15	0.00025	0.0248	0.01772	0.17624	0.03126
20	-0.00096	0.0248	0.01766	0.16390	0.02754
25	-0.00048	0.0244	0.01750	0.17334	0.02945
30	-0.00023	0.0244	0.01775	0.16501	-0.00903

表4は、全体サンプルの分析対象機間(-30日~+30日)における期待外収益率とその標準偏差、期待外収益率の絶対値、なまの取引比率、および、期待外取引量の推移をまとめて示したものである。図1-1が示しているように、期待外収益率は、イベント日を含む、その前後の期間において、ノイズ的な動きをしており、特異な動きは認められない。業績予想の修正には、上方修正もあれば下方修正もあり、その内容によって株価に与える影響の方向は異なると考えられる。したがって、単に期待外収益率を合計すると、その平均はゼロに

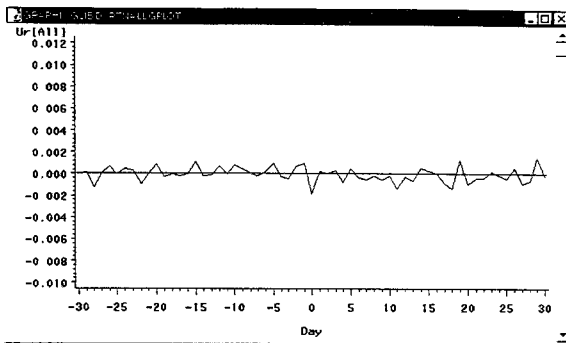


図1-1 期待外収益率の推移

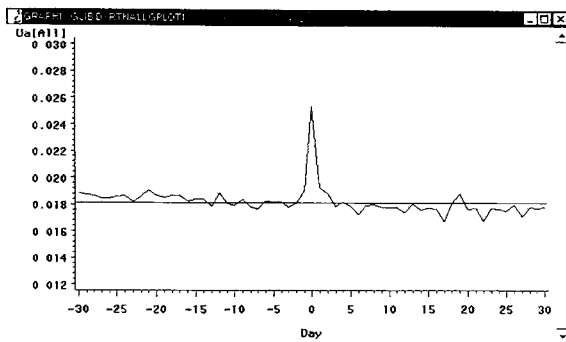


図1-2 期待外収益率の絶対値の推移

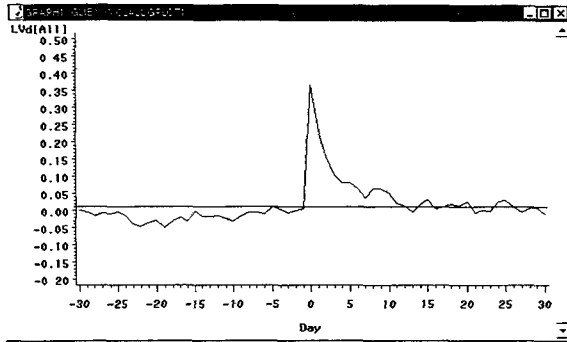


図2 期待外取引量の推移

近くなることが予想される。そこで、影響の方向を問わず、その総量を測定するために用いた尺度が、期待外収益率の絶対値であり、図1-2はその推移を示している。イベント日（0日）には統計的に有意な反応があり（ $0.02538$ ； $t=14.15$ ， $p<.001$ ），それ以外の分析期間には有意な動きは見られない。

図2は、期待外取引量の推移を示したものである。イベント日前の期間においては有意な動きはなく、0日には非常に大きい反応（ $0.36608$ ； $t=16.23$ ， $p<.001$ ）があるが、それに続く+1日から数日間にも、漸減するものの、大きい反応がみられる<sup>(5)</sup>。これは、新情報によるポジションの調整が公表日だけでは十分でなく、それに続く数日間にわたって行われると解釈できる。以上の期待外収益率と期待外取引量の分析結果から、帰無仮説「 $H_{10} : |U[0]| = 0$ ， $V[0] = 0$ 」は棄却され、仮説1は支持された。

仮説2aは、下記のように定式化できる。

$$\text{仮説2a} : H_{2a0} : |U[0 ; \text{第2部}]| - |U[0 ; \text{第1部}]| = 0$$

$$V[0 ; \text{第2部}] - V[0 ; \text{第1部}] = 0$$

$$H_{2a1} : |U[0 ; \text{第2部}]| - |U[0 ; \text{第1部}]| > 0$$

$$V[0 ; \text{第2部}] - V[0 ; \text{第1部}] > 0$$

表 5 公表日の期待外収益率および期待外取引量

	N	U[0]	SD(U)	U[0]	Vr[0]	V[0]
上場部別						
第 1 部	1863	-0.00337	0.0342	0.02453	0.29287	0.32092
第 2 部	933	0.00198	0.0387	0.02764	0.22362	0.47105
ファイリング時期						
上 期	1522	-0.00265	0.0362	0.02581	0.28242	0.41077
下 期	1247	-0.00106	0.0348	0.02489	0.26053	0.31341
集 中	1254	0.00072	0.0324	0.02348	0.26967	0.39602
非集中	1515	-0.00305	0.0368	0.02620	0.27356	0.35286

上 期：中間決算短信以前の修正公表

下 期：中間決算短信以降の修正公表

集 中：ファイリングが集中する期間の修正公表

非集中：ファイリングが集中しない期間の修正公表

表 5 は、0 日の期待外収益率とその絶対値、および期待外取引量が、それぞれ、上場部別およびファイリング時期別に要約したものである。図3-1と図3-2は、それぞれ、第 1 部と第 2 部上場のサブサンプルの期待外収益率の推移を示す。また、期待外取引量の推移は、図4-1と図4-2で図示されている。

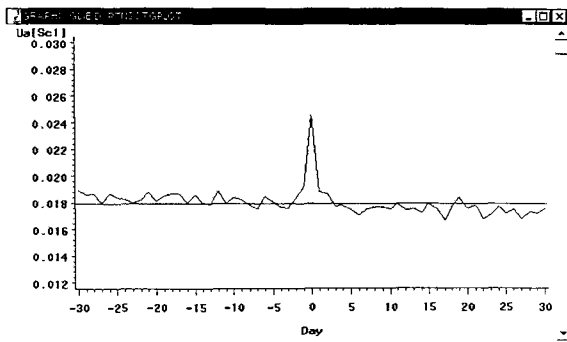


図3-1 期待外収益率の推移：第 1 部

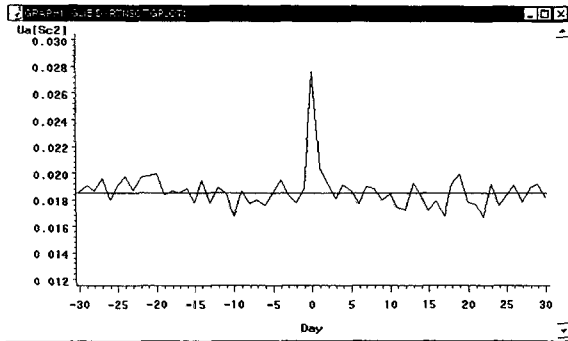


図3-2 期待外収益率の推移：第2部

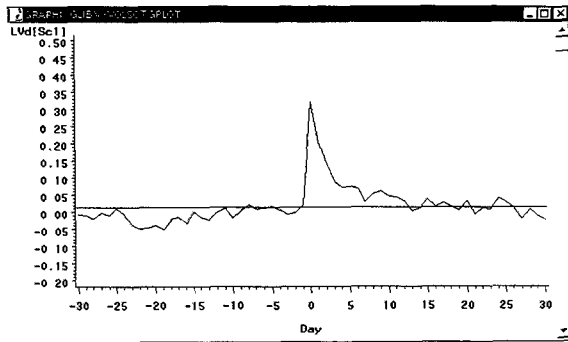


図4-1 期待外取引量の推移：第1部

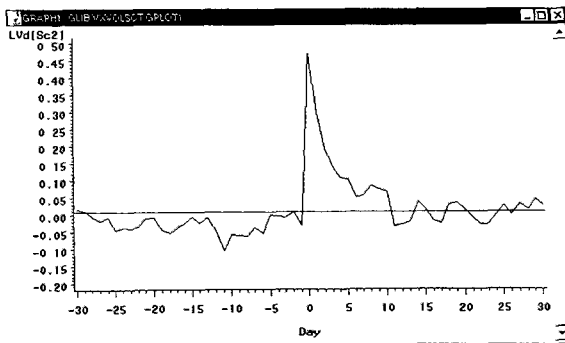


図4-2 期待外取引量の推移：第2部

期待外収益率の絶対値は、第 1 部 (0.02453) より第 2 部 (0.02764) の方が大きく、その差も有意に異なる ( $t=2.55$ ,  $p=.006$ )。期待外取引量も、第 2 部 (0.47105) がより大きくその差も有意である ( $t=2.99$ ,  $p=.002$ )。したがって、帰無仮説  $H_{2a0}$  は棄却され、仮説 2a は支持された。

仮説 2b は、次のように表現することができる。

$$\text{仮説 2b : } H_{2b0} : |U[0; \text{上期}]| - |U[0; \text{下期}]| = 0$$

$$V[0; \text{上期}] - V[0; \text{下期}] = 0$$

$$H_{2b1} : |U[0; \text{上期}]| - |U[0; \text{下期}]| < 0$$

$$V[0; \text{上期}] - V[0; \text{下期}] > 0$$

表 5 のファイリング時期別の要約結果をみると、期待外取引高は上期 (0.41077) が下期 (0.31341) より大きく、その差は有意である ( $t=2.23$ ,  $p=.002$ )。しかし、期待外収益率には、上期と下期との間に有意に大きい差は存在しない ( $t=0.89$ ,  $p=.687$ )。その結果、帰無仮説  $H_{2b0}$  の株価に関する部分は棄却できず、仮説 2b は取引量に関する部分だけが支持された。

仮説 2c は、下記のように表すことができる。

$$\text{仮説 2c : } H_{2c0} : |U[0; \text{集中}]| - |U[0; \text{非集中}]| = 0$$

$$V[0; \text{集中}] - V[0; \text{非集中}] = 0$$

$$H_{2c1} : |U[0; \text{集中}]| - |U[0; \text{非集中}]| < 0$$

$$V[0; \text{集中}] - V[0; \text{非集中}] > 0$$

表 5 から、期待外収益率は、ファイリングの集中する期間 (0.02348) よりも非集中期間 (0.02620) が大きいことが確認できる。また、その差は、有意に大きい ( $t=-2.52$ ,  $p=.006$ )。期待外取引量は、集中期間 (0.39602) の方が大きい、その差はマージナルなものである ( $t=1.56$ ,  $p=.059$ )。したがって、帰無仮説  $H_{2c0}$  は完全には棄却できず、仮説 2c は株価に関する部分だ



けが支持されることになった。

(2) 研究Ⅱの結果

公表日（0日）におけるグループkの期待外収益率を $U[0; Gk]$ ，また，期待外取引量を $V[0; Gk]$ で表わすと，仮説3aと仮説3bは，次のように定式化できる。

$$\text{仮説3a} : H_{3a0} : U[0; G1] = U[0; G2] = \dots = U[0; G5]$$

$$H_{3a1} : U[0; G1] > U[0; G2] > \dots > U[0; G5]$$

$$\text{仮説3b} : H_{3b0} : V[0; G1] = V[0; G2] = \dots = V[0; G5]$$

$$H_{3b1} : V[0; G1] > \dots > V[0; G3] < \dots < V[0; G5]$$

表6 期待外収益率と期待外取引量（5分位別）

	N	U[-30, -1]	U[0]	U[1, 30]	V[0]
<u>売上高5分位</u>					
グループ1（最高）	554	0.0784	0.01508	-0.00255	0.59179
グループ2	553	0.00653	-0.00404	-0.00263	0.40673
グループ3	555	0.00819	-0.00640	-0.00660	0.18088
グループ4	553	-0.00114	-0.00627	0.00297	0.32849
グループ5（最低）	557	-0.00292	-0.00797	-0.01965	0.32955
<u>経常利益5分位</u>					
グループ1（最高）	553	0.01151	0.02085	0.00563	0.84921
グループ2	554	0.00946	0.00189	-0.00160	0.28757
グループ3	557	-0.00614	-0.00745	-0.01572	0.23037
グループ4	551	0.00786	-0.01247	-0.01919	0.19095
グループ5（最低）	554	-0.00406	-0.01389	0.00086	0.26136
<u>純利益5分位</u>					
グループ1（最高）	553	0.01903	0.01806	0.00873	0.82541
グループ2	554	-0.00054	0.00356	-0.00526	0.29386
グループ3	553	-0.00299	-0.0054	-0.01782	0.17420
グループ4	555	0.00046	0-0.00922	-0.01548	0.14899
グループ5（最低）	554	0.00251	-0.01805	-0.00044	0.36884

表 6 は、業績変数（売上高、経常利益、および純利益）別、5 分位グループ別に、期待外収益率と期待外取引量を要約したものである。公表日の期待外収益率は、各業績変数の 5 分位グループいずれも、グループ 1 がもっとも高く、続いて、グループ 2、グループ 3 の順に低くなり、グループ 5 がもっとも低い。この傾向は、図 5 の経常利益の 5 分位別の期待外収益率の推移からも確認できる。経常利益の 5 分位でグループ分けした場合、期待外収益率は、グループ 1 が 0.02085、グループ 2 が 0.00189、グループ 3 が  $-0.00745$ 、グループ 4 が  $-0.01247$ 、グループ 5 が  $-0.01389$  であり、 $U[0; G1] > U[0; G2] > U[0; G3] > U[0; G4] > U[0; G5]$  の関係が成立する。各グループの間に差がないとする帰無仮説  $H_{3a0}$  は、分散分析の結果 ( $F[4, 2339] = 87.23, p < .001$ ) 棄却され、仮説 3a は支持された。

売上高と純利益を基準にグループ分けした場合も、同様に、 $H_{3a0}$  は、棄却された（売上高： $F[4, 2339] = 36.10, p < .001$ ；経常利益： $F[4, 2339] = 79.50, p < .001$ ）。

期待外取引量の分析の場合は、いずれの業績変数を基準にグループ分けしても、業績変数の変化率が相対的に大きいグループ 1 とグループ 5 が、期待外取引量の反応が大きく、業績変数の変化率が相対的に小さいグループは、期待外取引量の反応も小さい。また、各グループ間に差がないという帰無仮説  $H_{3b0}$  は、いずれの分類基準でも棄却され（売上高： $F[4, 2474] = 9.54, p < .001$ ；経常利益： $F[4, 2474] = 33.44, p < .001$ ；純利益： $F[4, 2474] = 33.50, p < .001$ ）、仮説 3b は支持された。

図 6-1 から図 6-3 は、業績変数を基準に分類した各グループの累計期待外収益率（CAR）の推移を示したものである。いずれも、業績予想修正の公表日の前の期間に注目すべき異常な動きはなく、公表日に修正の内容に則した反応がある。公表後には、一部のグループを除けば、異常な動きはない。しかし、売上高 5 分位基準のグループ 5 の場合、公表後 25 取引日以上にわたり下落する、

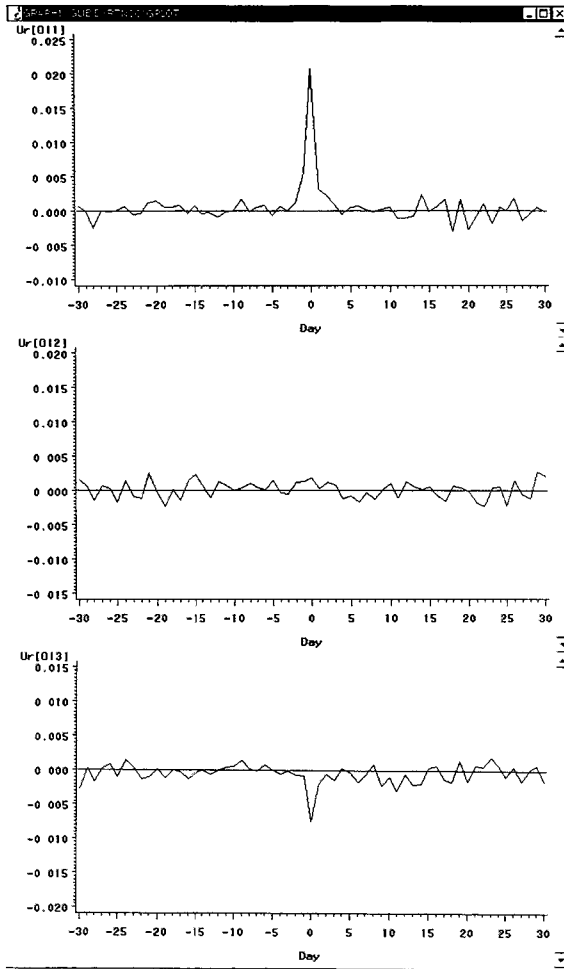


図5 期待外収益率の推移：経常利益の5分位別

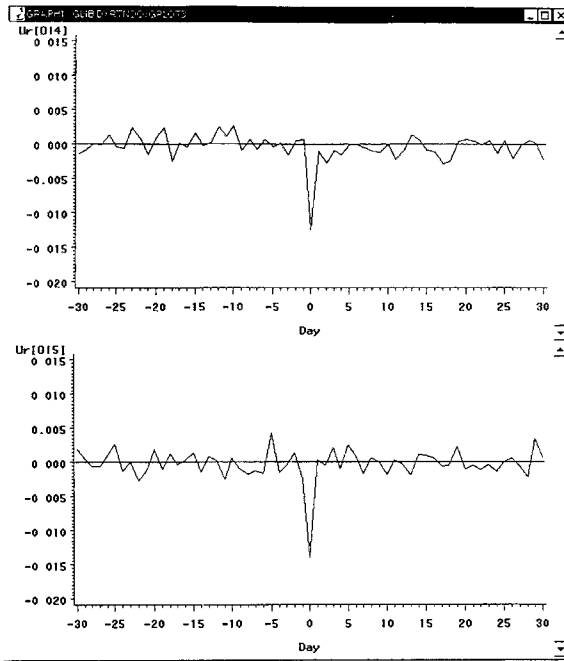


図5 期待外収益率の推移：経常利益の5分位別（続き）

ポスト・アナウンスメント・ドリフト (post-announcement drift) が観察された<sup>(6)</sup>。

### (3) 研究Ⅲの結果

仮説4aをテストするために、式(5)を用いて重回帰分析を行った。公表日前後の数日間のウィンドウで計算した累計期待収益率に対して<sup>(7)</sup>、説明変数として、業績変数の1株当りの変化率を用いた。また、上場部別 (Sct; 第1部=0, 第2部=1) や公表時期 (Prd; 上期=0, 下期=1), 公表の集中度 (Con; 非集中=0, 集中=1) のダミー変数に加え、不確実性の度合いを表わす変数 (Uncrt) と企業規模を表わす変数 (MktVal) を追加して分析した。不確実性

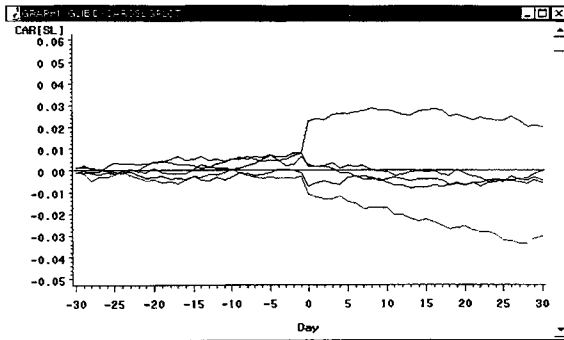


図6-1 期待外収益率の累計の推移：売上高の5分位別

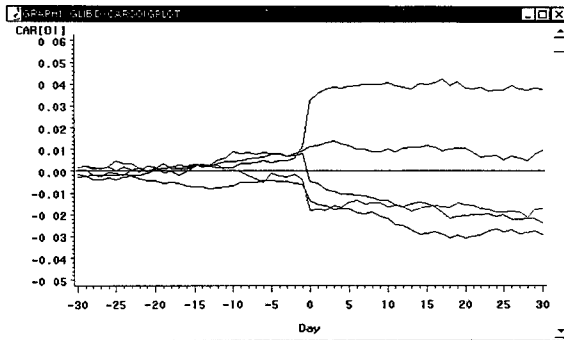


図6-2 期待外収益率の累計の推移：経常利益の5分位別

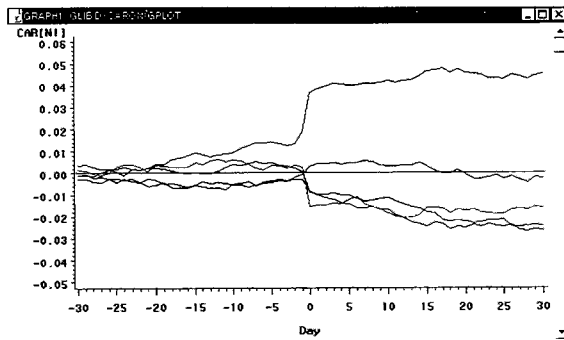


図6-3 期待外収益率の累計の推移：純利益の5分位別

表7-1 回帰分析の結果：期待外収益率

$$U[0]_i = b_0 + b_1 SL_i + b_2 OI_i + b_3 NI_i + b_4 Sct_i + b_5 Prd_i + b_6 Con_i + b_7 Uncrt_i + b_8 MktVal_i + \epsilon_i$$

	(5-1)	(5-2)	(5-3)	(5-4)	(5-5)	(5-6)
SLPS_R	0.076***	0.076***	0.075***	0.075***	0.075***	0.073***
OIPS_R	0.198***	0.199***	0.197***	0.193***	0.193***	0.196***
NIPS_R	0.114***	0.114***	0.114***	0.116***	0.117***	0.117***
Sct	0.066***	0.066***	0.066***	0.063**	0.06**	0.017
Prd	0.006			0.006	0.007	0.005
Con		-0.008			-0.020	-0.020
Uncrt			-0.017			
Uncrt2				-0.032	-0.039	-0.031
MktVal						-0.081***
Adj_R <sup>2</sup>	0.0988	0.0988	0.0991	0.0994	0.0993	0.1033

\*\*\* : p &lt; .001

\*\* : p &lt; .01

\* : p &lt; .05

U[0] : 期待外収益率

SLPS\_R : 1株当たり売上高の変化率

OIPS\_R : 1株当たり経常利益の変化率

NIPS\_R : 1株当たり純利益の変化率

Sct : 上場部別 (第1部=0, 第2部=1)

Prd : 期間 (上期=0, 下期=1)

Con : ファイリング集中度 (非集中期間=0, 集中期間=1)

Uncrt : 決算短信公表日 - 予測修正公表日

Uncrt2 : 中間 / 決算短信公表日 - 予測修正公表日

MktVal : 株式時価総額 (期首株価 × 発行済み株式数)

の尺度として、予測修正の公表日から決算短信の公表日までの日数を用いた<sup>(8)</sup>。企業規模の代理変数は、株価時価総額 (期首株価 × 発行済み株式数) を使用した<sup>(9)</sup>。仮説2と仮説3から、業績変数、Sct および Prd の回帰係数はプラス (+) が予想され、Con, Uncrt および MktVal の回帰係数はマイナス (-) が予想される。

表7-2 回帰分析の結果：期待外取引量

$$V[0]_j = b_0 + b_1 |U[0]|_j + b_2 |UE|_j + b_3 Sct_j + b_4 Prd_j + b_5 Con_j + b_6 Uncrt_j + b_7 MktVal_j + \varepsilon_j$$

	(6-1)	(6-2)	(6-3)	(6-4)	(6-5)	(6-6)
U[0]	0.335***	0.338***	0.334***	0.335***	0.336***	0.337***
UE	0.051**	0.053**	0.049*	0.049*	0.050*	0.049*
Sct	0.054**	0.054**	0.059**	0.056**	0.058**	0.066**
Prd	-0.043*			-0.044*	-0.025	-0.025
Con		0.050*			0.051*	0.051*
Uncrt			0.051**			
Uncrt2				0.012	0.030	0.029
MktVal						0.014
Adj_R <sup>2</sup>	0.1245	0.1251	0.1252	0.1242	0.1258	0.1255

\*\*\*: p &lt; .001

\*\*: p &lt; .01

\*: p &lt; .05

V[0]：期待外取引量

|U[0]|：期待外収益率の絶対値

|UE|：売上高，経常利益，および純利益の変化額の絶対値

Sct：上場部別（第1部=0，第2部=1）

Prd：期間（上期=0，下期=1）

Con：ファイリング集中度（非集中期間=0，集中期間=1）

Uncrt：決算短信公表日－予測修正公表日

Uncrt2：中間／決算短信公表日－予測修正公表日

MktVal：株式時価総額（期首株価×発行済み株式数）

表7-1は，その回帰分析結果から，各回帰式別に標準化回帰係数と決定係数（自由度修正済み）をまとめたものである。すべての回帰式において，業績変数の回帰係数は0.1%水準で有意である。また，(5-1)から(5-5)まで回帰式において，Sctは1%の水準で有意である。回帰式(5-6)では，MktValが0.1%の水準で有意であり，MktValと負の相関のあるSctは有意でない。

回帰式の決定係数は0.0988から0.1033までで，ほとんど変わらない。これは，

業績変数と Sct 以外の変数の貢献がわずかであることを意味する。しかし、回帰係数の方向性は予想通り、Prd はプラス(+), Con と Uncrt はマイナス(-)であった。これらの結果から、仮説4aはおおむね支持された。

式(6)に Uncrt と MktVal を加えて重回帰分析した結果をまとめたのが、表7-2である。決定係数(自由度修正済み)は0.125前後であった。すべての回帰式において、期待外収益率の絶対値(|U[0]|)の回帰係数は0.1%の水準で、業績変数の変化額の絶対値(|UE|)は5%の水準で、また Sct は1%の水準で有意であった。

ファイリングの集中度を表わす Con は、投入されたすべての回帰式において、5%の水準で有意であった。不確実性の代理変数 Uncrt は回帰式(6-3)で1%の水準で有意であったが、不確実性を修正公表日から中間決算短信までの日数に測った場合(Uncrt2), その有意性はなくなる。Prd は一部の回帰式では5%の水準で有意であるが、Con と同時に回帰式に投入したとき、有意でなくなる。しかし、いずれのケースにおいても、各変数の回帰係数の方向は、予想通り、Prd はマイナス(-), Con と Uncrt はプラス(+ )であった。これらの結果から、仮説4bは支持された。

## 6. 要約と今後の課題

本研究では、ファイリング制度の下で公表される、業績予想の修正について分析し、その情報効果を明らかにするため、4つの仮説をテストした。

仮説1「業績予想修正の公表は、株価と取引量に影響を及ぼすことが予想される」は支持され、業績予想修正の公表は株価形成やポジション調整に影響を及ぼしていることが明らかになった。

仮説2「業績予想の修正の公表は、上場部別(第1部と第2部)、公表の時期(上期と下期)、およびファイリングの集中度合(集中期間と非集中期間)によって、そのインパクトが異なると予想される」は支持された。業績予想の



修正は、第2部上場企業により大きいインパクトを与えることが確認された。また、株価は下期の予想修正のほうが、取引量は上期の予想修正のほうが、より大きいインパクトを与えており、ファイリングの集中する時期の修正公表は、株価に相対的に小さいインパクトを、取引量にはより大きいインパクトを与えることが明らかになった。

仮説3「業績予想の修正内容が良好（劣悪）であればあるほど、株価に正（負）の影響を及ぼし、業績予想の修正額が大きいほど、取引量に大きい影響を及ぼすと予想される」は支持された。

最後に、重回帰分析の回帰係数の分析から、仮説4「業績変数（売上高，経常利益，純利益）と株価との間には正の関係が，業績変数の絶対値と取引量には正の関係があると予想される」は支持された。また，予想したとおりに，株価に対し業績変数，Sct および Prd の回帰係数はプラス（+），Con，Unert および MktVal の回帰係数はマイナス（-）の結果を得た。取引量に対しても，予想したとおり， $|U[0]|$ ， $|UE|$ ，Sct，Con，および Unert の回帰係数はプラス（+），Prd はマイナス（-）であった。

以上の分析の結果，業績予想修正は情報効果を持っていることが明らかになり，ファイリング制度の有効性を確認することができた。

本研究には，いくつかの課題を残している。まず，株価と取引量の理論的關係に基づき，実証分析を進めるべきであろう。また，不確実性や情報の質の違いが株価や取引量に及ぼす影響についても，さらなる研究が必要である。ポスト・アナウンスメント・ドリフトについても，同様である。

## 付記

本論文の草稿は，早稲田大学産業経営研究所研究会，会計政策研究会，企業会計と市場に関するミニ・カンファレンスで発表する機会に恵まれた。とくに，石塚博司教授（早稲田大学），薄井 彰助教授（青山学院大学），大塚宗春

教授（早稲田大学）、國村道雄教授（名古屋市立大学）、斎藤静樹教授（東京大学）、桜井久勝教授（神戸大学）、須田一幸教授（関西大学）、野口晃弘助教授（名古屋大学）の諸先生からは、貴重なコメントをいただいた。記して謝意を表したい。

- 注(1) 本研究では、モデルの開発は意図していない。2 指標モデルについては、河 [1987] を参照されたい。また、Fama & French [1992] は、3 ファクターモデル ( $\beta$ , 発行株式の時価総額, 純資産/株式時価総額) を提唱している。
- (2) 実際の分析には、各変数を自然対数 (log) 変換したのを用いた。log 変換に対する理論的根拠はない。株価とは違い、取引高は「ブロック取引」のような大量の取引が行われており、発行済み株式に対する取引高の割合で取引量を測る場合、異常値が発生しやすい。log 変換を行うと、このような異常値の影響はかなり軽減できる。
- (3) 業績予想の修正内容別 (増収・増益と減収・減益) の分析は、河 [1994] を参照。
- (4) 重回帰分析の際に、説明変数の間に相関が非常に高い場合、多重共線性に注意しなければならない。すなわち、パラメータの一義的な推定ができないか、推定ができたとしても、その安定性が期待できない場合が多い。
- (5) アメリカにおける Morse [1981] の研究でも同様な動きが観察されている。
- (6) 業績の下方修正したグループに同様の傾向が見られる。複数の企業が数回にわたり業績の下方修正しており、分析対象期間の後半が「バブル崩壊」以降の期間にあたるのが、その原因であるかもしれない。
- (7) 以下では、0 日の期待外収益率  $U[0]$  だけを紹介する。
- (8) 不確実性の尺度としての妥当性については、なお検討を要する。
- (9) ほかに、企業規模の代理変数として、総資産、売上高、従業員数などが考えられる。

#### [参考文献]

- 石塚博司. 1987. 『実証 会計情報と株価』同文館.
- 石塚博司・佐藤絳光・竹本達広. 1980. 「利益予測情報と株式市場」日本経営財務研究会編 『企業評価と経営財務』中央経済社.
- 今野 浩・古川浩一監訳. 1997. 『ファイナンス・ハンドブック』朝倉書店.
- 河 榮徳. 1987. 「市場モデルの説明力と産業効果」『商学研究科紀要』24 : 75-94.
- 河 榮徳. 1994. 「ファイリング制度の実証分析——業績予想修正の情報効果——」『企業会計』46 (6) : 803-812.
- 後藤雅敏. 1996. 『会計予測情報』中央経済社.
- 後藤雅敏・桜井久勝. 1993. 「利益予測の改訂情報とインサイダー取引規制」『企業会計』45 (9) : 1279-1284.
- 桜井久勝. 1991. 『会計利益情報の有用性』千倉書房.
- Abarbanell, J. S., W. N. Launen, and R. E. Verrecchia. 1995. Analysts' forecasts as proxies for investor beliefs in empirical research *Journal of Accounting and Economics* 20 (1) 31-60
- Ajinkya, B. B., R. K. Atiase, and M. J. Gift 1991. Volume trading and the dispersion in financial

- analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review* 66 (2): 389-401.
- Atiase, R. K. and L. S. Bamber. 1994. Trading volume reactions to annual accounting earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17 (3): 309-329.
- Baginski, S. P. and J. M. Hassell. 1990. The market interpretation of management earnings forecasts as a predictor of subsequent financial analyst forecast revision. *The Accounting Review* 65 (1): 175-190.
- Ball, R. and S. P. Kothari. 1991. Security-returns around earnings announcements. *The Accounting Review* 66 (4): 718-738.
- Bamber, L. S., O. E. Barron and T. L. Stober. 1997. Trading volume and different aspects of disagreement coincident with earnings announcements. *The Accounting Review* 72 (4): 575-597.
- Bamber, L. S. and Y. Cheon. 1995. Differential price and volume reactions to accounting earnings announcements. *The Accounting Review* 70 (3): 417-441.
- Barron, O. 1995. Trading volume and belief revisions that differ among individual analysts. *The Accounting Review* 70 (4): 581-597.
- Cready, W. M. and P. G. Mynatt. 1991. The information content of annual reports: A price and trading response analysis. *The Accounting Review* 66 (2): 291-312.
- Dontoh, A. and J. Ronen. 1993. Information content of accounting announcements. *The Accounting Review* 66 (4): 857-869.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1992. The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance* 47 (2): 427-465.
- Han, J. C. Y., J. J. Wild, and K. Ramesh. 1989. Managers' earnings forecasts and intra-industry information transfers. *Journal of Accounting and Economics* 11 (1): 3-33.
- Holthausen, R. and R. Verrecchia. 1990. The effect of informedness and consensus on price and volume behavior. *The Accounting Review* 65 (1): 191-208.
- Jennings, R. 1987. Unsystematic security price movement, management earnings forecasts, and revisions in consensus analyst earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 25 (1): 90-110.
- Krapoff, J. M. 1987. The relation between price changes and trading volume: A survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22 (1): 109-126.
- King, R., G. Pownall, and G. Waymire. 1990. Expectations adjustment via timely management forecasts: Review, synthesis, and suggestions for future research. *Journal of Accounting Literature* 9: 113-144.
- L'Her, J.-F. and J.-M. Suret. 1991. The reaction of Canadian securities to revisions of earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research* 7 (2): 378-406.
- Lys, T. and S. Sohn. 1990. The association between revisions of analysts' earnings forecasts and security-price changes. *Journal of Accounting and Economics* 12: 341-363.
- Morse, D. 1981. Price and trading volume reaction surrounding earnings announcements: A closer examination. *Journal of Accounting Research* 19 (2): 210-226.
- Pownall, G., C. Wasley, and G. Waymire. 1993. The stock price effects of alternative type of management earnings forecasts. *The Accounting Review* 68 (4): 896-912.
- Shores, D. 1990. The association between interim information and security returns surrounding earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 28 (1): 164-181.
- Stuckel, S. E. 1991. Common stock returns surrounding earnings forecast revisions: More puzzling evidence. *The Accounting Review* 65 (2): 402-416.