

# 株式分割のシグナリング効果と 資本市場の反応

海老原 崇

## 目 次

1. はじめに
2. 先行研究
3. 研究デザイン
4. 分析結果
5. 要約と今後の展望

## 1. はじめに

企業による大幅な株式分割を妨げる要因となっていた1株当たりの純資産額に関する規制を廃止するとともに、株式分割時に取締役会決議により分割割合に応じた授権枠の拡大を可能とすること等を内容とする、「商法等の一部を改正する等の法律」（平成13年法律第79号）が平成13年10月1日から施行された。この商法改正に先立ち、平成13年9月には、全国証券取引所及び日本証券業協会の連名で、「株式投資単位の引下げ促進に向けたアクション・プログラム」が実施されている。これらの一連の動きを受け、株式分割を実施する企業が増加している。

株式分割とは資金調達を伴わない新株式の発行形態で、既に発行されている株式を細分化して発行済株式数を増加させ、その増加分を株主の所有株式数に応じて配分する発行方法である。しかし、株式分割を行って発行済株式数が増加しても、株主の持分である株主資本には変化がないため、理論上は、分割比率に応じて株価は下がることとなる。つまり、株式分割自体は「パイを切り分ける」ように発行済株式を細分化するだけで、その合計たる時価総額は変化しない。また会計上も、株式分割は株主に対する無償での新株発行であり、株主資本の総額に変化はなく、株主の株式保有割合も変化しない<sup>(1)</sup>。

では、何故企業は株式分割を行うのだろうか。株式分割を説明する理論として、

### (1) 最適株価仮説

## (2) シグナリング仮説

の2つが提唱されている。本研究は(2)のシグナリング仮説に注目し、わが国における株式分割のシグナリング効果の存否とその要因を検証することで、株式分割が市場に与える影響を明らかにすることを目的とする。

本研究は以下の構成をとる。まず2で(1)最適株価仮説、(2)シグナリング仮説に関する先行研究を検討することにより、特にシグナリング効果の要因を理論的に考察する。次に3、4で、株式分割のシグナリング効果に対する市場の反応、また市場の反応と過去の業績との関係を検証する。最後に、5で本研究の要約と今後への展望を述べる。

## 2. 先行研究

### 2.1 最適株価仮説

Lakonishok and Lev (1987, 915 – 916) は、「所定の取引単位での株式購入の活動を困難とするほどの高い株価は、小さな資力しか持たない投資家に対して恐らく不利益を与えるだろう。一方大きな資力を持つ投資家は、一株ごとに固定された手数料のため、高い株価により取引コストを節約できるだろう。ゆえに、各投資家の選好を均衡させる最適な株価範囲が存在し、経営者は株式分割によって株価を最適な範囲へと調整しようとするだろう」と述べている。すなわち、分割により株価を取引に最適な価格範囲まで下落させることで、投資家層を拡大し、株式の流動性を高めようというわけである。

最適株価仮説についての研究は、この他に Lamoureux and Poon (1987) や Angel (1997) 等で行われている。Lamoureux and Poon (1987) は、株式分割後の取引回数と株主数の変化について検証を行った。この結果、分割の実施に続いて、取引数と株主数が有意に増加したことを報告している。また Angel (1997) では、最適株価範囲をティック・サイズ（価格変動幅の最小単位）の関数として捉えて分析を行っている。その結果、ビッド・アスク・スプレッドに対して相対的に高い株価はマーケット・メーカーに高いリスクを要求し、逆に極端に低い株価は相対的に高い取引コストを投資家に課すことが確認されている。

### 2.2 シグナリング仮説

株式分割のシグナリング仮説は、Crawford and Franz (2001, 144) において「株式分割が市場より好ましい私的情報を経営者が持っているということのシグナルとなり、株式分割の公表により経営者と市場間における情報の非対称性が緩和され、株価の上昇がもたらされる」

ことと定義されている。言い換えれば、株式分割は将来の業績・キャッシュフローに対するシグナルとなり、投資家が将来の業績・キャッシュフローに対する期待を変化させることにより、株価の上昇がもたらされると解するのである。

シグナリング仮説は、古くは Fama et al. (1969) によって検証されている。Fama et al. (1969) は月次の株価収益率を用い、株式分割のアナウンスメントによる市場の反応を残差分析により検証した。検証の結果、株式分割のアナウンスメントはアナウンス月の月末までには完全に株価に反映され、その大部分はアナウンスメント日にもたらされることが確認された。Asquis et al. (1989) は日次の株価収益率を用い、株式分割が Wall Street Journal に公表された日をアナウンスメント日として分析を行った。株価収益率と市場リターン調整済みの株価収益率を用いて検証した結果、アナウンスメント日に正で有意に大きな反応が観察された。

アナウンスメント日の市場の反応と将来の業績との関係についての分析も、Lakonishok and Lev (1987) や Asquis et al. (1989)、わが国では福田 (2001) で検証されている。Lakonishok and Lev (1987) は、株式分割実施企業グループと分割を行っていないコントロールグループの利益変化率を分割前後で比較した。その結果、分割実施企業の分割前における利益変化率はコントロールグループより有意に大きいことが観察されたが、分割後には有意な差異は観察されなかった。Asquis et al. (1989) は、アナウンスメント日付近の期待外収益率や分割実施年の年間収益率を被説明変数、分割前後の利益変化を説明変数とした回帰分析により、株式分割に対する市場の反応と業績との関係を検証した。分析の結果、分割前の利益変化は市場の反応と有意に正の関係を持つことが確認されたが、分割後の利益変化については有意な関係を確認するにはいたらなかった。福田 (2001) は、Lakonishok and Lev (1987) と Asquis et al. (1989) に倣い、株式分割前後の利益変化を検証した。その結果、分割前には有意な利益増加が得られるものの、分割後にはむしろ利益が減少する傾向があるとの結論を得た。

上記の3つの研究結果は、いずれもシグナリング仮説を支持しないように考えられる。しかし Asquis et al. (1989, 402) は、「株式分割のアナウンスメントは、分割前の利益の増加は一時的ではなく持続するというように、投資家の確率信念の上方修正をもたらす」と結論付けている。これを詳しく言い換えれば、効率的市場において、投資家は過去の利益の時系列からその持続性を判断し、将来の業績/キャッシュフローへの期待を形成している。よって、投資家が直近の好業績を一時的なものとして捉えて信念を形成しているならば、その企業の株式に対する評価は好業績に係わらず低いものとなっている可能性がある。しかし、株式分割によりその好業績が持続するものとして、投資家はその信念を修正するならば、株式価値は再評価され、株価は上昇すると考えられる。

以上より、本研究では企業による株式分割の実行を説明する理論として、シグナリング仮説に焦点を当てる。そして3以下で、株式分割のシグナリング効果と市場の反応、またその要因の検証を行う。

### 3. 研究デザイン

#### 3.1 仮説

以上の議論から、本稿では以下の2つの仮説を検証する。

仮説1a：株式分割のアナウンスメントは株価に正のインパクトを与える。

仮説1b：株式分割のアナウンスメントは、東証第一部上場企業よりも東証第一部以外の上場企業に大きなインパクトを与える。

株式分割には市場より好ましい私的情報が含まれているならば、分割のアナウンスメントによって情報の非対称性が緩和され、株価は上昇すると考えられる。また、一般に東証第一部上場企業は、東証第一部以外の上場企業に比べ規模が大きく流通する情報量も多いため、経営者と市場間における情報の非対称性が小さいと予想される。従って、株式分割のアナウンスメントは、情報の非対称性が大きい東証第一部以外の上場企業に大きなインパクトを与えると予想される。

仮説2：分割前の業績と株式分割による市場の反応の間には正の関係がある

株式分割のアナウンスメント日に発生する市場の反応は、株式分割が「過去の業績は一時的なものではなく今後も持続する」ことをシグナリングするものと市場が受け取ることによって発生すると考えられる。つまり、株式分割のアナウンスメントによって、投資家が過去の業績を一時的なものではなく、将来も持続するということに自らの信念を変化させるために、株式価値の再評価が行われ、株価の上昇がもたらされると考えられる。従って、株式分割のシグナリング効果による株価の上昇は、分割前の業績に応じて行われるため、市場の反応と分割前の業績との間には正の関係が存在すると予想される。

#### 3.2 分析モデル

##### (1) 期待外収益率の算出

株式分割のシグナリング効果を検証するために、公表日において企業固有の情報によって発生した株価の変化のみを観察したい。しかし、半強度の効率的資本市場において、株価に

は公表されたすべての情報が反映されている。この情報には、企業固有の情報のみならず、当該企業が属する産業や市場に影響を与えるものも含まれている。従って、株価の変化から、産業や市場に影響を与える情報による部分を除去する必要がある。本研究では、企業の収益率が市場モデルによって正しく表現できることを仮定して分析を進める<sup>(2)</sup>。

市場モデルは、企業の株価収益率と市場ポートフォリオの収益率の同時分布が二変量正規分布である場合に、両者の関係を統計的に記述したもので、以下のように表現される。

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

$R_{it}$  : t日におけるi社の株価 ( $P_{it}$ ) の変化率、 $R_{it} = (P_{it} - P_{it-1} + D_{it})/P_{it-1}$

$R_{mt}$  : t日における市場指標 ( $I_t$ ) の変化率、 $R_{mt} = (I_t - I_{t-1})/I_{t-1}$

$u_{it}$  : 誤差項、 $u_{it} \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$

この式の誤差項  $u_{it}$  が、市場全体の要因を除去した後の個々の企業固有要因を反映した収益率、すなわち期待外収益率となる。この市場モデルを用いて、アナウンスメント日の前後20日間、計41日間 (-20, ..., +20) のイベント・ウィンドウで期待外収益率を求める。市場モデルのパラメータ推定は、アナウンスメント日の300日前からの日次収益率 (-300, ..., -21) を用いて行う。この推定期間で有効な株価収益率が100個に満たないサンプルは、分析から除外する。

仮説1aを検証するために、株式分割のアナウンスメント日における期待外収益率の反応を検証する。また仮説1bの検証のため、上場部別 (東証第一部上場企業・東証第一部上場企業以外) にも分析を行い、その差異の有意性検定を行う。

仮説2を検証するため、期待外収益率を被説明変数、業績変数・分割比率等を説明変数として重回帰分析を行い、回帰係数の符号と有意性を検討する。被説明変数として用いる期待外収益率は、Crawford and Franz (2001) に従い、-1日から+1日まで計算した累積期待外収益率 ( $U[-1, +1]_i$ ) を用いる。また説明変数として用いる業績には、分割年度の特別損益控除前利益の変化率 ( $\Delta earnings_i$ ) を用いる。業績変数に加え、アナウンスメント日の反応に影響を与えと考えられる、分割比率 ( $factor_i$ ) を自然対数に変換して用いる<sup>(3)</sup>。この他に、分割の回数、上場部 (東証第一部・東証第一部以外) や同時発表項目 (実質配当増<sup>(4)</sup>・増資・株式の売出し・売買単位の変更) の影響をコントロールするために、ダミー変数 ( $first_i$ : 分割回数,  $list_i$ : 上場部別,  $div_i$ : 実質配当増の有無,  $offer_i$ : 増資の有無,  $sale_i$ : 株式売出しの有無,  $unit_i$ : 売買単位変更の有無) を加える。分析に用いる回帰式は、以下の (2) 式で示される。

$$U[-1, +1]_i = \alpha_0 + \alpha_1 factor_i + \alpha_2 first_i + \alpha_3 list_i + \alpha_4 div_i + \alpha_5 offer_i + \alpha_6 sale_i + \alpha_7 unit_i + \alpha_8 \Delta earnings_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

分析に用いる変数の定義は、以下の表1の通りである。

表1 変数の定義

変 数	定 義
U[-1,+1]	アナウンスメント日の-1日から+1日までの累積超過収益率
factor	分割比率の自然対数
first	分析期間中、初回の株式分割なら1、そうでなければ0
list	東証第一部上場企業以外なら1、そうでなければ0
div	実質増配の公表が同時にあったならば1、そうでなければ0
offer	増資の公表が同時にあったならば1、そうでなければ0
sale	株式の売出しの公表が同時にあったならば1、そうでなければ0
unit	売買単位の変更の公表が同時にあったならば1、なければ0
$\Delta$ earnings	分割年度の特別損益控除前利益の変化率

### 3.3 データ

株式分割等の上場会社に係わる決定事実に関する情報が生じた場合、企業は直ちに適切な開示措置を講ずることが義務付けられている。適時開示にあたって、企業が作成した開示情報ファイルは東京証券取引所へ提出された後、「TDnet (Timely Disclosure network) データベースサービス」を利用して公衆の縦覧に供されている<sup>(5)</sup>。本研究では、この「TDnet データベースサービス」を利用して、1998年4月から2003年10月までの間に株式分割を公表した599件をサンプルとして収集した<sup>(6)</sup>。

以上のサンプルに対して、分析に用いる株価データを、日経「NEEDS-FinancialQUEST」を利用して収集した。株価収益率は、配当落ち・権利落ち修正済みの株価を利用して求めた。また、市場指標としてはそれぞれの市場の総合株価指数を用いた<sup>(7)</sup>。しかし、599件中179件が、市場モデルの推定に必要な株価データが得られないことから除外された。その結果、仮説1の検証に用いた最終分析対象サンプルは420件となった。各年度のサンプルの分布は以下の表2に、また上場部別のサンプルの分布は表3に、分割比率と共に示してある。

年度別では2000年度と2001年度のサンプル数が共に102件と最も多い。上場部別では東証第一部上場企業が232件と最も多く、第二部上場企業の合計が92件、JASDAQ上場企業が96件となっている。一方、分割比率は全体を通じて2未満が大半だが、年度が進むにつれ2以上の大型の株式分割が行われるようになっていくことが見受けられる。また分割比率の自然対数 (factor) の平均は、東証第一部上場企業が0.36なのに対し、東証第一部上場以外の企業では0.51と有意に高い (Diff.0.15,  $t=2.21$ ,  $p<0.05$ ) ことが確認できる。

仮説2の検証に際し、仮説1でのサンプル420件に対して、過去の財務データを日経

表2 分割比率と年度によるサンプルの分布

分割比率	1998	1999	2000	2001	2002	2003	合計
1.1未満	3	3	4	1	0	0	11
1.1以上1.2未満	12	27	36	23	27	8	133
1.2以上1.5未満	8	36	37	32	12	12	137
1.5以上2未満	0	14	19	27	27	13	100
2以上10未満	0	0	6	14	8	5	33
10以上	0	0	0	5	0	1	6
合 計	23	80	102	102	74	39	420

表3 分割比率と上場部によるサンプルの分布

分割比率	東証第一部	東証第二部	大証第二部	JASDAQ	合計
1.1未満	9	2	0	0	11
1.1以上1.2未満	74	34	0	25	133
1.2以上1.5未満	91	19	2	25	137
1.5以上2未満	47	29	0	24	100
2以上10未満	9	5	0	19	33
10以上	2	1	0	3	6
合 計	232	90	2	96	420

「NEEDS - FinancialQUEST」を利用し収集した。このうち、新規上場からの日数が短い企業等は過去の財務データが利用不可能なため、420件中55件をサンプルから除外した。その結果、仮説2の検証に用いた分析対象サンプルは365件となった。分析に用いた変数の記述統計量・ダミー変数の分布・相関表は、以下の表4、5、6に示してある。

表3の記述統計量において、 $U[-1, +1]$ の平均は0.031で、-1日から+1日までの累積期待外収益率が約3%であることが分かる。業績の尺度  $\Delta earnings_i$  の平均は36.5%と、非常に高い値を示しており、先行研究の結果と一致している。表4では、分析期間中に株式分割を初めて行ったサンプルが261件と、全体の71.5%にのぼることが分かる。逆に言えば、104件、28.5%が2回目以降の分割ということになる。また、実質増配、増資、株式の売出し、売買単位の変更を行ったサンプルはそれぞれ14、29、18、12件となっている。表6の相関表では、各変数の積率相関係数が示してある。分割比率 ( $factor_i$ ) と売買単位の変更 ( $unit_i$ ) 間には比較的大きな相関 (0.368,  $p < 0.000$ ) が認められる。これは大型の株式分割に際し、売買単位の変更が行われていることを示している。また、実質増配 ( $div_i$ ) と株式の売出し ( $sale_i$ ) 間にも大きな相関 (0.482,  $p < 0.000$ ) が認められる。しかし、全体的には多重共線性をもたらす程の大きな相関は認められず、分析に際して考慮する必要はないと思われる。

表4 変数の記述統計量 N = 365

変数名	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
U[-1, +1]	0.031	0.108	-0.399	0.030	0.367
factor	0.425	0.635	-0.903	0.182	6.908
$\Delta$ earnings	0.365	1.052	-2.485	0.187	8.042

表5 ダミー変数の分布 N = 365

変数	1	0	変数	1	0
first	261	104	offer	29	336
list	147	218	sale	18	347
div	14	351	unit	12	353

表6 変数の相関表

	U[-1, +1]	factor	first	list	div	offer	sale	unit
factor	0.109 [.037]							
first	0.149 [.004]	0.110 [.036]						
list	0.132 [.011]	0.115 [.027]	0.098 [.062]					
div	-0.055 [.295]	-0.021 [.685]	0.063 [.230]	-0.077 [.143]				
offer	0.033 [.531]	-0.026 [.623]	0.006 [.910]	-0.035 [.508]	-0.059 [.263]			
sale	-0.131 [.012]	-0.006 [.915]	0.088 [.094]	-0.058 [.268]	0.482 [.000]	-0.020 [.701]		
unit	-0.039 [.462]	0.368 [.000]	0.048 [.357]	0.037 [.486]	-0.037 [.483]	0.003 [.959]	-0.042 [.423]	
$\Delta$ earnings	0.137 [.008]	0.035 [.501]	0.047 [.372]	0.022 [.679]	-0.010 [.841]	-0.059 [.262]	0.022 [.679]	-0.034 [.515]

上段：Pearsonの積率相関係数 下段：有意水準

#### 4. 分析結果

分析に際して、当初は証券取引法施行令30条（12時間ルール）を考慮し、データがTDnet上で公開される開示書類提出の翌営業日をアナウンスメント日に設定して分析を行った<sup>(8)</sup>。しかし、この方法で分析を行った結果、アナウンスメント日以外に-1日でも有意に大きな反応（0.008,  $t = 3.395$ ,  $p < 0.000$ ）が観察された。これは、情報ベンダーなどを通して情報を

入手した12時間ルールが適応されない第二次情報受領者によって、開示書類提出日に取引が行われている証拠と考えられる。言い換えれば、証券取引法施行令30条（12時間ルール）の矛盾<sup>(9)</sup>に対する証拠といえるだろう。

しかし、本研究の目的はあくまでも株式分割のシグナリング効果に対する市場の反応を検証することである。よって、以上の影響を除去するために、市場の取引終了前に提出された情報については提出日をアナウンスメント日、市場の取引終了後に提出された分に関しては翌営業日をアナウンスメント日として分析を行った。

#### 4.1 仮説1の検証結果

仮説1a, 1bは、以下のように帰無仮説と対立仮説に表すことができる。

帰無仮説  $H_{10} : U[0] = 0, U[0]_{list=1} - U[0]_{list=0} = 0$

対立仮説  $H_{11} : U[0] > 0, U[0]_{list=1} - U[0]_{list=0} > 0$

ここで  $U[0]$  = 全体サンプルのアナウンスメント日における期待外収益率、

$U[0]_{list=1}$  = 東証第一部以外の上場企業のアナウンスメント日における期待外収益率

$U[0]_{list=0}$  = 東証第一部上場企業のアナウンスメント日における期待外収益率

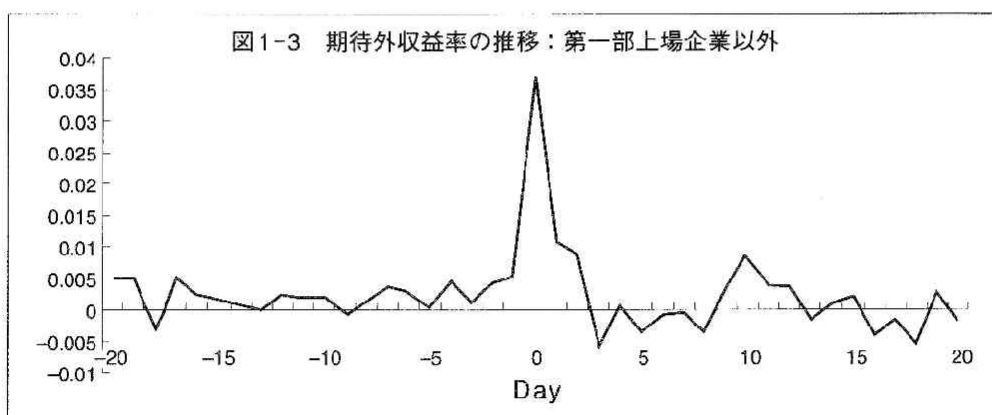
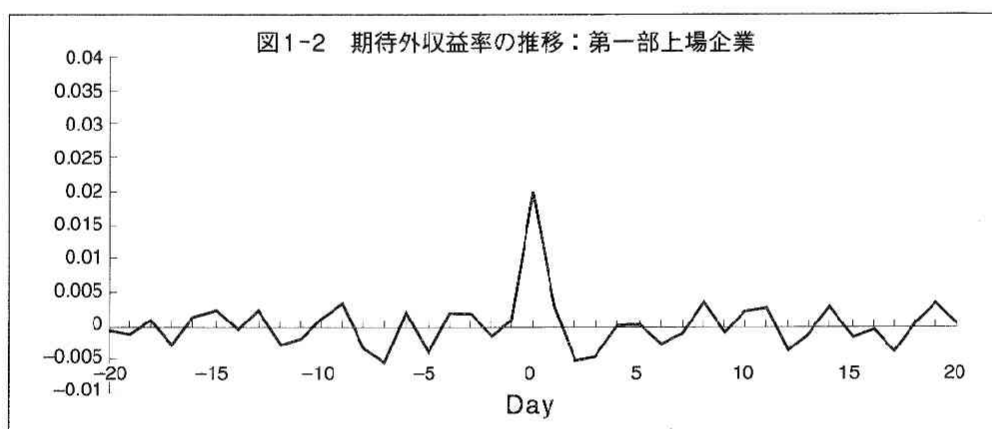
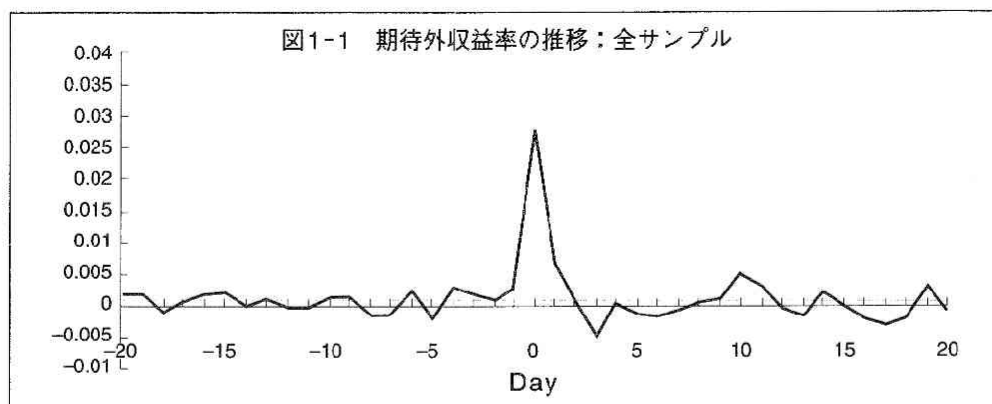
表7は、全体サンプル・東証第一部上場企業・東証第一部以外の上場企業の期待外収益率の推移を表したものである。また図1-1から図1-3は、それぞれの推移をグラフにしたものである。全体サンプルの分析では、アナウンスメント日以前には有意な反応は見られない。しかしアナウンスメント日には有意に大きな反応（0.0279;  $t = 9.099$ ,  $p < 0.01$ ）が見られた。またアナウンスメント日以外でも、+1、+3、+10日でも有意な反応が見られた。+1、+3日については、新情報による株式の再評価が公表日だけでは不十分で、その後数日を用いて行われると解釈できる。しかし、+10日については、その原因が特定できない。この日の有意な反応については、別途調査する必要がある。

東証第一部上場企業・東証第一部以外の上場企業の分析では、ともにアナウンスメント日に有意に大きな反応が見られた（東証第一部：0.0201;  $t = 5.173$ ,  $p < 0.01$ 、東証第一部以外：0.0376;  $t = 7.797$ ,  $p < 0.01$ ）。またその差異も有意であった（0.0175;  $t = 2.93$ ,  $p < 0.01$ ）。また、アナウンスメント日以外でも、東証第一部上場企業では-7、+2日に、東証第一部以外の上場企業では+1、+2、+3、+10、+18日に有意な反応が見られる。+1、+2、+3日については、新情報による株式の再評価が公表日だけでは不十分で、その後数日を用いて行わ

表7 期待外収益率の推移

全サンプル				東証第一部			東証第一部以外		
	Ut	標準偏差	t値	Ut	標準偏差	t値	Ut	標準偏差	t値
-20	0.0017	0.0382	0.924	-0.0008	0.0363	-0.334	0.0048	0.0403	1.642
-19	0.0015	0.0369	0.856	-0.0011	0.0354	-0.494	0.0049	0.0386	1.729
-18	-0.0011	0.0367	-0.623	0.0007	0.0374	0.281	-0.0033	0.0358	-1.281
-17	0.0006	0.0423	0.306	-0.0031	0.0440	-1.058	0.0052	0.0396	1.794
-16	0.0018	0.0429	0.851	0.0014	0.0384	0.566	0.0022	0.0479	0.635
-15	0.0020	0.0355	1.183	0.0024	0.0355	1.031	0.0016	0.0356	0.621
-14	0.0000	0.0418	0.007	-0.0005	0.0413	-0.187	0.0007	0.0424	0.212
-13	0.0014	0.0351	0.796	0.0024	0.0336	1.065	0.0001	0.0369	0.054
-12	-0.0004	0.0396	-0.194	-0.0028	0.0389	-1.083	0.0026	0.0404	0.872
-11	-0.0002	0.0403	-0.125	-0.0020	0.0412	-0.740	0.0019	0.0392	0.672
-10	0.0013	0.0358	0.768	0.0011	0.0336	0.485	0.0017	0.0384	0.598
-9	0.0015	0.0391	0.760	0.0032	0.0406	1.200	-0.0007	0.0372	-0.259
-8	-0.0013	0.0379	-0.707	-0.0033	0.0405	-1.250	0.0012	0.0343	0.472
-7	-0.0013	0.0366	-0.735	-0.0053	0.0358	-2.273 *	0.0037	0.0369	1.364
-6	0.0023	0.0410	1.148	0.0021	0.0364	0.862	0.0026	0.0461	0.770
-5	-0.0021	0.0348	-1.265	-0.0041	0.0366	-1.709	0.0003	0.0324	0.115
-4	0.0031	0.0360	1.752	0.0020	0.0382	0.779	0.0045	0.0332	1.848
-3	0.0015	0.0345	0.906	0.0019	0.0349	0.840	0.0010	0.0340	0.415
-2	0.0011	0.0370	0.616	-0.0015	0.0387	-0.586	0.0043	0.0346	1.712
-1	0.0028	0.0421	1.370	0.0010	0.0427	0.353	0.0051	0.0414	1.678
0	0.0279	0.0629	9.099 **	0.0201	0.0591	5.173 **	0.0376	0.0661	7.797 **
1	0.0064	0.0517	2.548 *	0.0030	0.0499	0.917	0.0107	0.0537	2.719 **
2	0.0010	0.0440	0.459	-0.0053	0.0407	-1.975 *	0.0087	0.0467	2.559 *
3	-0.0052	0.0384	-2.755 **	-0.0045	0.0402	-1.707	-0.0060	0.0361	-2.267 *
4	0.0003	0.0387	0.152	0.0001	0.0391	0.031	0.0005	0.0382	0.195
5	-0.0016	0.0349	-0.928	0.0001	0.0371	0.022	-0.0036	0.0319	-1.544
6	-0.0018	0.0381	-0.992	-0.0026	0.0386	-1.007	-0.0010	0.0375	-0.354
7	-0.0009	0.0380	-0.489	-0.0012	0.0395	-0.472	-0.0005	0.0361	-0.195
8	0.0002	0.0403	0.112	0.0034	0.0421	1.214	-0.0037	0.0377	-1.327
9	0.0008	0.0412	0.419	-0.0009	0.0413	-0.316	0.0029	0.0411	0.980
10	0.0050	0.0400	2.551 *	0.0021	0.0399	0.783	0.0086	0.0399	2.951 **
11	0.0031	0.0424	1.476	0.0026	0.0437	0.908	0.0036	0.0408	1.210
12	-0.0004	0.0395	-0.218	-0.0038	0.0394	-1.450	0.0037	0.0392	1.291
13	-0.0017	0.0404	-0.841	-0.0015	0.0410	-0.572	-0.0018	0.0397	-0.622
14	0.0020	0.0434	0.922	0.0030	0.0422	1.078	0.0007	0.0449	0.207
15	0.0000	0.0353	-0.021	-0.0019	0.0348	-0.830	0.0023	0.0360	0.859
16	-0.0023	0.0404	-1.147	-0.0007	0.0413	-0.270	-0.0042	0.0393	-1.449
17	-0.0032	0.0411	-1.570	-0.0041	0.0395	-1.598	-0.0019	0.0431	-0.611
18	-0.0023	0.0405	-1.151	0.0006	0.0416	0.204	-0.0058	0.0389	-2.031 *
19	0.0031	0.0390	1.632	0.0034	0.0376	1.359	0.0028	0.0408	0.941
20	-0.0010	0.0426	-0.466	-0.0001	0.0413	-0.033	-0.0021	0.0441	-0.637

\*\* 1%水準で有意 \* 5%水準で有意



れると解釈できる。また、東証第一部以外の上場企業において+3日に有意な反応が出ているのは、市場の流動性の低さ、情報の少なさ等の影響により、株式の再評価に時間がかかることが推測される。しかし、その他の日の有意な反応については、その原因が特定できない。サンプル数の少なさが影響しているとも考えられるが、別途調査を要する課題である。

以上の分析の結果、帰無仮説 $H_{10}$ は棄却され、対立仮説 $H_{11}$ が採択された。

## 4.2 仮説2の検証結果

仮説2は、次のように定式化できる。

$$\text{帰無仮説 } H_{20}: \alpha_8 = 0 \quad \text{対立仮説 } H_{21}: \alpha_8 > 0$$

仮説2を検証するために、(2)式を用いて分析した結果が、以下の表8に示されている。各変数の予想される符号は、変数名の横に記してある。 $factor_i$ は、分割比率が大きい程株式が細分化され、株式の流動性が高まると考えられるので、符号は+になると予想される。 $first_i$ は、初回の株式分割の方が企業の私的情報をより多く提供し、情報の非対称性もより減少すると考えられるので、符号は+になると予想される。 $list_i$ は、仮説1bの議論より+になると予想される。 $div_i$ は、実質配当増のアナウンスなので、株価に正の反応をもたらす、係数の符号は+になると予想される。 $offer_i$ は、増資によって企業の自己資本比率が高まり、経営の健全性が保たれると考えられるので、係数の符号は+になると予想される。 $sale_i$ は、多数の者に対し均一の条件で、大株主等が持つ既に発行された株式の売付けの申込みをするアナウンスなので、株式の大量売却による株価の下落が予測される。従って、符号は-になると予想される。 $\Delta earning_s$ は、仮説2の議論より係数の符号は+になると予想される。しかし、 $unit_i$ は主に大型の株式分割に際した売買単位の変更を表しており、投資単位の引き下げを意味しているとは限らないので、係数の方向性は不明である。

分析はCrawford and Franz (2001)に従い、全サンプルでの分析の他に $first_i$ を基準にしたサブサンプル別の分析も行った。これは、株式分割の実施回数により市場の反応が異なり、また市場の反応をもたらす要因にも差異が生じる可能性が考えられるからである。

全サンプルを用いた分析では、符号の方向性が予測できる変数については、すべて予想通りの符号となった。 $first_i$ と $sale_i$ の係数は1%水準で有意で、 $factor_i$ と $\Delta earning_s$ については5%水準で有意であった。しかし、その他の変数については、方向性は予想通りであったが、有意ではなかった。また決定係数は6.7%で、F値も有意であった。

初回の株式分割実施企業のサブサンプルを用いた分析では、係数の符号は予想通りであった。 $sale_i$ は1%水準で有意であったが、 $\Delta earning_s$ の係数は全サンプルのときよりも低下し、有意ではない。また、その他の係数も全て有意ではなく、逆に定数項が有意であった。これは除外変数の存在を示唆している。決定係数は全体サンプルの分析に比べ3.5%まで低下し、F値も有意ではあるがその有意水準は低下している。2回目以降の株式分割実施企業のサブサンプルを用いた分析では、係数の符号は $div_i$ を除いて予想通りであったが、 $\Delta earning_s$ 以外の

係数はすべて有意ではなかった。しかし  $\Delta \text{earnings}_i$  の係数は0.032と上昇し、有意水準も1%水準まで上昇した。また、F値は5%有意水準で有意であり、決定係数は10.7%にまで上昇している。

以上の分析から、仮説2は全体サンプル・2回目以降の株式分割実施企業のサブサンプルでは支持された。しかし、この結果は、株式分割の回数によって市場での反応がかなり異なることを意味している。つまり、初回の株式分割によるシグナリングでは、投資家の「過去の業績が持続する」という信念の変更は不完全で、主に株式の流動性の改善への期待等、業績以外の情報により市場の反応がもたらされと考えられる。しかし、株式分割を複数回行うことにより、投資家は「過去の業績が持続する」という確率信念を上方修正した結果、過去の業績に応じた市場の反応がもたらされと考えられる。

表8 (2) 式の推定結果

	全サンプル	first=1	first=0
Intercept	-0.011 (-0.93)	0.029 ** (2.68)	-0.024 (-1.81)
factor (+)	0.019 * (2.03)	0.018 (1.64)	0.027 (1.32)
first (+)	0.033 ** (2.67)		
list (+)	0.022 (1.96)	0.015 (1.09)	0.032 (1.52)
div (+)	0.011 (0.35)	0.017 (0.47)	-0.036 (-0.45)
offer (+)	0.018 (0.87)	0.002 (0.07)	0.055 (1.54)
sale (-)	-0.075 ** (-2.62)	-0.089 ** (-2.81)	0.018 (0.22)
unit (?)	-0.055 (-1.68)	-0.039 (-1.08)	-0.144 (-1.50)
$\Delta \text{earnings (+)}$	0.013 * (2.50)	0.008 (1.43)	0.032 ** (2.59)
Adj-Rsq	0.067	0.035	0.107
F値	4.26 **	2.33 *	2.76 *
サンプル数	365	261	104

\*\* 1%水準で有意 \*5%水準で有意

## 5. 要約と今後の展望

本研究は、株式分割のシグナリング効果と市場の反応に着目し、アナウンスメント日における市場の反応、また市場の反応と過去の業績との関係を明らかにするため、以下の2つの仮説を検証した。分析の結果、

「仮説1a：株式分割のアナウンスメントは株価に正のインパクトを与える。」

「仮説1b：株式分割のアナウンスメントは、東証第一部上場企業よりも東証第一部以外の上場企業に大きなインパクトを与える。」

は、ともに支持された。この結果、株式分割のアナウンスメントに対するシグナリング仮説が支持され、株式分割が市場より好ましい私的情報を経営者が持っているということのシグナルとなることが明らかになった。また、

「仮説2：分割前の業績と株式分割による市場の反応の間には正の関係がある。」

は、全体サンプルと2回目以降の株式分割実施企業では支持されたが、初回の株式分割実施企業では支持されなかった。これは、初回の株式分割によるシグナリングでは業績情報以外の要因により市場の反応がもたらされるが、複数回のシグナリングによって「過去の業績が持続する」という投資家の確率信念が上方修正され、過去の業績に応じた市場の反応がもたらされることを示唆している。

以上の他に、本研究では証券取引法施行令30条（12時間ルール）の矛盾に対する証拠となりうる結果も得た。近年の情報通信インフラの発達や企業情報データベースの整備を受け、企業の開示情報の伝達速度、投資家の行動にも大幅な変化が生じている。従って、企業情報の開示に関する関係諸規則等も、証券取引法施行令30条の改正のように、実情に合わせていく必要が生じるであろう。また、本研究のようなイベント・スタディでは、アナウンスメントと市場の反応のタイミングに関して、より厳密に検討する必要がある。よって、従来の日次ベースではなく、今後は時間・分次ベースでの分析も必要になると考えられる。

### 付記

本研究は、早稲田大学特定課題研究助成費（2003A-977）による研究成果の一部である。

### 【注】

(1) 1990年の商法改正によって、株式分割・株式配当・無償交付・無償増資はいずれも本質的には同じものとみなされ、すべて株式分割として統一された。現在の株式分割には、

①既存の株式数を細分化し、額面株式の場合は新たな額面の新株券の交付、無額面株式の場合は増加

分の株式を追加発行する方法（旧規定における株式分割）

② 配当可能利益を資本に組入れて新株を発行する方法（旧規定における株式配当）

③ 資本金のうち額面を超える金額を原資にして新株を発行する方法（旧規定における無償交付）

④ 法定準備金や額面超過額を資本に組入れて新株を発行する方法（旧規定における無償増資）が含まれる。いずれの場合においても株主資本の総額に変化はなく、株主の株式保有割合も変化しない。

- (2) 市場モデルよりも、市場指数に業種別指数を加えた2指標モデルや、Fama and Frenchの3ファクターモデル等を用いた方が、より純粋な期待外収益率を得られるだろう。しかしながら、本研究のサンプルには、JASDAQなど業種別指数や財務データの入手が難しい企業がサンプルに含まれている。よって、本研究ではサンプル数確保のため、市場モデルを分析に用いた。
- (3) 合併比率が1対10を超える大型の分割を行っているサンプルが存在するため、対数変換を施して分布を調整した。
- (4) 実質配当増とは、増配の公表の他、株式分割に際して一株当たり配当の据え置きを公表した企業も含むことを意味している。この場合、株式数が増加した分だけ配当額は増加することになる。
- (5) 適時開示の詳細な過程は、東京証券取引所「会社情報適時開示ガイドブック」を参照されたい。
- (6) 「TDnet データベースサービス」は1998年8月から提供が開始され、全国の上場会社（大証単独上場も一部含む）について1998年4月以降現在までの適時開示データが利用可能となっている。よって本研究では、データの利用可能な1998年4月以降、直近までのデータを用いている。
- (7) 東証第一部上場企業には東証株価指数（TOPIX）、東証第二部上場企業には東証第二部株価指数、大証第二部上場企業には大証株価指数・300種総合、JASDAQ上場企業にはJASDAQ Indexを用いた。
- (8) 現行の公表措置である証券取引法施行令30条（12時間ルール）では、報道機関等を経ずに情報入手した会社関係者等の第一次情報受領者が、インサイダー取引規制の規制対象者から外れる要件として「重要事実等を2以上の報道機関に対して公開し、かつ、周知のために12時間以上経過したこと」を定めている。従って、適時開示に関するファイルを受領した東京証券取引所は、報道機関に向けてはリアルタイムでデータを提供する一方、TDnet データベースサービスによるデータ提供は翌朝から行う。
- (9) 現在の証券取引法施行令30条（12時間ルール）の下では、会社のホームページなど発行会社自身の情報伝達手段により情報を取得した場合には、第一次情報受領者として規制対象者となる一方、報道機関・情報ベンダーなどを通して情報を入手した一般投資家は、第二次情報受領者となり、このルールの対象外となる等の矛盾が指摘されている。この批判と情報通信インフラの発達を受け、平成16年2月1日施行予定の証券取引法施行令30条改正では、「発行会社が登録する証券業協会の規則に従い重要事実等を証券業協会に通知し、当該通知を受けた証券業協会において内閣府令で定める電磁的方法により公衆縦覧に供されたこと」が要件に追加される。

## 【参考文献】

- 石塚博司編著、1987、『実証会計情報と株価』、同文館
- 東京証券取引所、2001、『会社情報適時開示ガイドブック』、東京証券取引所
- 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：63-90
- 福田充男、2001、『株式分割と企業利益--旧商法規定における無償交付に関する実証分析』、『経済学論

叢 (同志社大学)』 52 (4) : 1019 - 1028

Angel, J. J., 1997, "Tick Size, Share Price, and Stock Splits," *Journal of Finance*, 72 (3): 655 - 681

Asquis, P., P. Healy, and K. Palepu, 1989, "Earnings and Stock Splits," *The Accounting Review*, 64(3): 387 - 403

Crawford, D, and D. R. Franz, 2001, "Stock Dividend and Splits: Anticipation, Signaling, and Market Response," *Journal of Accounting, auditing & Financing*, 16 (2): 141 - 166

Fama, E., L. Fisher, M. Jensen, and R. Roll, 1969, "The Adjustment of Stock Prices to New Information," *International Economic Review*, 10 (1): 1 - 21

Ikenberry, D. L., G. Rankine, and E. K. Stice, 1996, "What do stock splits really signal?," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31 (3): 357 - 375

Lakonishok, J, and B. Lev, 1987, "Stock Splits and Stock Dividends: Why, Who, and When," *The Journal of Finance*, 62 (4): 913 - 932

Lamoureux, C. G., and P. Poon, 1987, "The Market Reaction to Stock Splits," *Journal of Finance*, 62 (6): 1347 - 1370