

わが国上場企業の配当政策変更の決定要因に関する実証分析*

牧 田 修 治

要 旨

本論文は、1991年度から2000年度のわが国1部上場企業を対象として、univariate および multivariate なアプローチによって、配当政策変更の決定要因を実証的に明らかにすることを目的とする。まず、univariate なアプローチによる分析により、配当政策の変更と同時期に、総資産営業利益率（ROA）が過去の平均的な水準と比較して、増配の場合はプラス方向に、減配の場合はマイナス方向に有意に乖離するという ROA ショックが生じていることが明らかになった。次にこの分析結果に基づいて、商法改正によって利益配分手段として新たに加わった自社株買いの影響も考慮し、増配、減配、自社株買い、配当据置・自社株買いの実施ナシという4つの選択肢によるネスティッド・ロジット・モデルによって、配当政策変更の意思決定に影響を与える要因を分析した。この結果、ROA ショックとショック後の ROA の水準自体が配当政策の変更に影響することが明らかになった。また、自社株買いは、増配とは決定要因が異なる結果となり、利益配分の増加という点で両者は同じ財務手段とみなせるものの、情報機能の点で異なる財務手段である可能性があることが明らかになった。

目 次

- | | |
|---------------------------------|-----------------|
| I. はじめに | IV. ROA ショックの検証 |
| II. データ | 1. 実証分析方法 |
| 1. データ | 2. 実証結果 |
| 2. 配当政策変更企業の特徴 | V. 離散選択モデルによる分析 |
| III. 配当政策変更後の ROA, FCF, 設備投資の変化 | 1. 実証分析方法 |
| 1. 実証分析方法 | 2. 説明変数 |
| 2. 実証結果 | 3. 実証結果と解釈 |
| | VI. 結論 |

* 本論文の作成にあたり、松浦克己先生（広島大学大学院）、随清遠先生（横浜市立大学）、若園智明主任研究員（本誌編集委員、日本証券経済研究所）から有益なコメントを頂きました。記して感謝いたします。

I. はじめに

配当政策は、利益を配当と内部留保にどのように配分するのかということを決める重要な財務政策である。わが国上場企業の配当政策は、額面当り一定比率の配当を安定的に支払うという日本独特の慣行によって決定されており、合理的に説明することは困難だという見方がある¹⁾。しかし、日本的な企業システムが変容し、定型的な事実として指摘される「一株当り配当金が5円から7円に集中している」という現象にも変化が生じていることも事実である²⁾。

本論文では、こうした現状に鑑み、わが国上場企業の配当政策の変更がどのような要因によって決定されるのかということを実証的に明らかにすることを目的とする。

標準的なコーポレートファイナンス理論によれば、配当政策は、経営者と投資家との間に存在する将来収益に関する情報の非対称性を解消することによって企業価値に影響を与える。あるいは、経営者と株主との利害の不一致を解消しエージェンシーコストを軽減させることによって企業価値を高める。前者は配当政策に関する標準的なシグナリング仮説であり、後者はフリーキャッシュフロー (FCF) 仮説である。米国企業を対象とした実証研究をみると、Healy and Palepu [1988] のようにシグナリング仮説を支持するものもあるが、より広範なサンプルを分析した最近の実証研究によると、シグナリング仮説は支持されず、概ね FCF 仮説と整合的だとする結果が報告されている³⁾。

例えば、Benartzi, Michaely and Thaler [1997] によると、1979年から1991年のニューヨーク証券取引所 (NYSE) およびアメリカン証券取引所 (AMEX) の上場企業7,186サンプルを対象として、配当政策変更前後の企業収益の変化や、将来収益の変化を被説明変数としたクロスセクション回帰分析などの結果、配当政策の変更は変更前や変更と同時期の企業収益の変動を反映したものであり、将来収益のシグナルだとするシグナリング仮説は支持できないという結論を報告している。また、Grullon, Michaely and Swaminathan [2002] は、1967年から1993年のNYSEおよびAMEX上場企業7,642サンプルと分析対象を拡大して、Benartzi, et al. [1997] とほぼ同様の結果を得ている。さらに、増配後に資本支出 (capital expenditures) が安定化することや手元流動性 (cash and short-term investments) が減少することから、配当政策の変更はFCF仮説と概ね整合的だと報告している⁴⁾。

しかし、Guay and Harford [2000] では、標準的なシグナリング仮説とはやや異なり、企業収益の変動に注目して、増配が利益変動の性質に関するシグナルとなっているという仮説を検証し支持できるとしている。すなわち、キャッシュフローが過去の水準に比べて上方乖離するというキャッシュフローショックが生じた場合に、この乖離が一時的なもので再び過去の水準と同程度に低下してしまうのか、あるいは一時的に低下するものの過去の水準と比較して高い水準を維持するのかということについては、外部投資家にはわからない。しかし、経営者はこの上方乖離の持続性に関する情報を有し

ており、持続的な (permanent) 場合には利益配分として増配を選択し、一時的な (temporary) 場合には自社株買いを選択する。実際に、1981年から1993年までの市場買付け (open-market repurchases) 1,068サンプルと増配 (dividend increases) 5,007サンプルを対象に検証した結果、この仮説は支持できるとしている。また、Jagannathan, Stephens and Weisbach [2000] でも、企業収益の性質に注目し、企業収益に持続的な変動をもたらす営業利益 (operating income) と一時的な変動をもたらす非営業利益 (non-operating income) に分け、増配を選択する企業は営業利益率が高く安定している一方で、自社株買いを選択する企業は営業利益率の変動が大きく、非営業利益率の水準が高いという特性があることを指摘し、利益配分手段の意思決定にこれらの要因が影響していることを実証的に明らかにしている。これらの実証結果は、経営者に利益配分政策に関するインタビューを行い、企業収益が安定的かつ持続的に増加する企業が増配を考えると指摘した Brav, Graham, Harvey and Michaely [2003] とも整合的である⁵⁾。また、Benartzi, et al. [1997] や Grullon, et al. [2002] の実証結果と大きく矛盾するものでもないと思われる。

日本の上場企業を対象とした実証研究は少なく、Fukuda [2000], Kato, Loewenstein and Tsay [2002], 松浦 [2001 a], 上野・馬場 [2005] などを数える程度である⁶⁾。

Fukuda [2000] は1990年から1994年の東京証券取引所上場企業で配当政策変更のアナウンスメントを行なった348社を分析対象とし、配当政策変更前後の企業収益の変化やクロスセクション回帰分析などの結果、シグナリング仮説

は支持できないとする一方で、Kato, et al. [2002] では、1982年から1991年の間に配当政策変更のアナウンスメントを行なった東証1部上場企業を対象に、Fukuda [2000] とほぼ同様の分析を行なった結果、概ねシグナリング仮説を支持できるとしている⁷⁾。

また、松浦 [2001a] は、1991年度から1997年度の東証、大証、名証の各証券取引所上場企業の金融分野を除く企業を対象に、復配と無配転落がどのような状況でなされているのかということを経ジット・モデルによって分析した。プールされたロジット・モデル (pooled logit model) によって推計された復配に関する推計結果によると、当期の税引後利益率が有意にプラス、将来の企業価値に関するシグナルと解釈される有形固定資産前年度比が有意にプラス、この2乗項が有意にマイナス、また、コーポレートガバナンスに関する各投資主体の持ち株比率も有意となった。無配転落については、当期と前期の税引後利益率が有意にマイナスとなった他、それぞれの持ち株比率も有意となったことを報告している。

上野・馬場 [2005] は、1990年度から2003年度の期間で東証1部上場企業のうち、継続的に連結ベースで決算を行った577社 (バランスド・パネル) を対象に、配当ないしはこれに自社株買いを加えた総株主還元額の決定に対してどのような要因が影響しているのかということについて、配当性向を被説明変数としたパネル分析や、配当をしないという離散選択を2項ロジット・モデル、配当を増加、据置、減少させるという多選択を扱うネステッド・ロジット・モデル (nested logit model) によって分析している。この結果、総資産営業利益率や企業規模が有意にプラスに、営業利益率の変

動や総資産成長率、有利子負債比率が有意にマイナスに影響していることから、FCF 仮説やペッキングオーダーモデル (pecking order model) から得られる配当に関するプレディクション (Fama and French [2002]), Jagannathan, et al. [2000] の実証結果などと整合的であるとしている。また、自社株買いを加えた総株主還元の結果は、配当の実証結果と大きくは変わらないものの、自社の株価変化率から TOPIX の変化率を差し引いた相対株価変化率も有意に影響しており、経営者の株価に対する評価も影響を与えていると解釈している。

以上のように、実証研究の蓄積に乏しい上に必ずしも一致した結論が得られているという訳ではない。本論文では、日本独特の配当慣行が崩れ始めたと考えられる1991年度から2000年度を分析期間として、復配および無配転落を含めた配当政策の変更を対象に分析を行なう。さらに、分析対象となるサンプルについては、サンプルセレクション・バイアスの問題を回避するためにバランスド・パネルに限定しない。これは、以下の理由による。新規上場や上場廃止は、企業の収益性や成長性という財務状態と無関係でランダムに起こるわけではない。そうであれば、これらのサンプルを除いたバランスド・パネルによる推計はバイアスが生じている可能性がある。例えば、松浦 [2003] は上場企業の ROA (総資産利益率) の推計で、バランスド・パネルとアンバランスド・パネルによる結果を比較し、このことを実証的に示している。本論文に則すれば、増配を実施した企業は減配や配当据置という他の配当政策を選択した企業に比べて上場後の経過年数が短い企業が比較的多いという特徴を持っている (後掲図表 2)。分析対象をバランスド・パネルに限定す

ることによって、この特徴を捨象する可能性が生じる。

また、本論文では、増配と自社株買いを区別して分析する。増配も自社株買いも利益配分を増加させるという点では同じ財務手段と捉えることができる。しかし、増配を選択した企業と自社株買いを選択した企業の特徴が異なる可能性があることや (後掲図表 2)、松浦 [2001] の復配に関する実証結果と自社株買いが FCF 仮説と整合的だとする牧田 [2005] の実証結果を考え合わせると、増配と自社株買いは情報機能の点で異なる可能性がある。本論文では、あくまでも配当政策の変更にフォーカスし増配と自社株買いを明確に区別すると同時に、この2つの利益配分手段が持つ類似性に起因する問題に配慮して分析を行なう。

この結果、上野・馬場 [2005] とは異なり、配当政策の変更時に過去の収益率に比較して、増配の場合には上方に、減配の場合には下方に乖離するというショックが生じており、配当政策変更という意思決定はこの変動および変動後の収益率の水準に影響されることがわかった。また、増配と自社株買いの選択は、異なる要因によって決定される可能性があることが明らかになった。

本論文の構成は以下の通り。まず、II. で増配、減配、自社株買いを選択する企業の特徴を財務指標等によって概観した後、III. および IV. で ROA (総資産利益率)、FCF、設備投資が配当政策変更前後に変化したかどうか、ROA ショックが生じたかどうかということを検証する。続く V. では、III., IV. の実証結果に基づいて、離散選択モデルによって配当政策変更の意思決定に影響を与える要因を明らかにする。VI. では結論を述べる。

II. データ

1. データ

本論文の分析対象は、1991年度から2000年度の東京証券取引所1部上場企業である。このうち、東京証券取引所業種分類で金融業、公益業に分類される企業、および特別配当を実施した企業は分析対象から除外した⁸⁾。この結果、分析対象となる企業は延べ10,579社となった。

データを概観する前に、増配、減配、据置の定義をしておく。増配は、一株あたり普通配当金額が前期に比べて増加した場合を言い、一株あたり普通配当金額が前期に比べて減少した場

合を減配とする。また、一株あたり普通配当金額が前期と比較して変化しない場合を据置とした。したがって、無配から有配に転じた場合は増配に含まれ、有配から無配になった場合は減配に含まれる。また、無配継続の場合には据置に含まれる。

1991年度から2000年度までに配当政策を変更した企業数とその割合が図表1に示されている。増配企業は、1991年度、1996年度、2000年度にそれぞれ214社（構成比21.8%）、241社（同22.6%）、265社（同24.3%）とピークを付け、1993年度、1998年度にそれぞれ112社（同10.8%）、101社（同9.1%）とボトムを付けている。一方、減配企業のピークは1993年度、1998年度でそれぞれ188社（同18.2%）、276社（同25.0%）、ボトムは1991年度、1996年度、2000年度でそれぞれ57社（同5.8%）、59社（同5.5%）、79社（同7.3%）となっている。増配企業は pro-cyclical な傾向、減配企業は counter-cyclical な傾向があると言えよう。この間、据置企業は70%前後の圧倒的な構成比で推移している。

図表1 増配、減配、配当据置企業の推移

年度	増配 △DIV > 0 (%)		減配 △DIV < 0 (%)		据置 △DIV = 0 (%)	
	1991	214	21.8	57	5.8	712
1992	129	12.8	135	13.4	746	73.9
1993	112	10.8	188	18.2	735	71.0
1994	149	14.2	83	7.9	821	78.0
1995	213	20.2	79	7.5	760	72.2
1996	241	22.6	59	5.5	767	71.9
1997	227	20.9	101	9.3	757	69.8
1998	101	9.1	276	25.0	728	65.9
1999	171	15.5	131	11.9	798	72.5
2000	265	24.3	79	7.3	745	68.4
合計	1822	16.6	1188	10.8	7569	68.8

(注) 1) 増配は前年度に比べて一株当たり普通配当金額が増加した企業、減配は同配当金額が減少した企業とした。なお、復配は増配に含まれる。また、無配転落は減配に、無配継続は据置に含まれる。

2) 特別配当を実施している企業はサンプルから除外した。

3) 表中の各列右側は、全サンプルに対する構成比(%)を示す。

4) 東京証券取引所1部上場企業を対象としている。

[出所] ロイター・ジャパン株式会社『ロイターファスト plus』より作成。

2. 配当政策変更企業の特徴

次に、増配、減配、据置という配当政策を選択した企業の特徴を見ることとする。なお、自社株買いを実施した企業についても特徴を示す⁹⁾。

図表2の上段には、増配企業（表中(1)欄）、減配企業（同(2)欄）、据置かつ自社株買いナシ企業（同(3)欄）、自社株買い企業（同(4)欄）の順に、財務指標の平均とメディアンが示されている¹⁰⁾。また、下段には、増配企業、減配企業、自社株買い企業について、据置かつ自社株買いナシ企業との比較が示されている。

図表2 配当政策ごとの企業の特徴

	(1) 増配企業 △DIV > 0 & REP = 0		(2) 減配企業 △DIV < 0 & REP = 0		(3) 据置 & 自社株買いナシ企業 △DIV = 0 & REP = 0		参考:(4) 自社株買い企業 △DIV = 0 & REP > 0	
	平均	メディアン	平均	メディアン	平均	メディアン	平均	メディアン
MTB	2.28	1.91	1.56	1.23	2.08	1.58	0.96	0.83
SALE	4.99	4.22	-3.45	-3.41	0.25	0.01	-2.09	-2.12
ROA	6.11	5.33	0.20	0.57	3.02	2.81	3.25	2.86
IF	19.62	18.61	13.25	12.21	14.86	14.30	21.52	21.39
TFA	25.88	24.34	26.28	24.49	27.20	25.47	28.13	26.82
ASSET	246,556	96,262	276,266	94,547	278,884	91,800	245,285	94,760
SROA	1.77	1.39	2.19	1.72	1.55	1.19	1.23	1.10
AGE < 8 Y	19.8%		4.0%		6.1%		1.3%	

	(1) - (3)		(2) - (3)		参考:(4) - (3)	
	平均	メディアン	平均	メディアン	平均	メディアン
MTB	0.21	0.32 ***	-0.52 ***	-0.35 ***	-1.12 ***	-0.76 ***
SALE	4.74 ***	4.20 ***	-3.70 ***	-3.42 ***	-2.34 ***	-2.14 ***
ROA	3.08 ***	2.52 ***	-2.83 ***	-2.24 ***	0.23	0.06
IF	4.76 ***	4.31 ***	-1.61 **	-2.09 ***	6.66 ***	7.09 ***
TFA	-1.33 ***	-1.13 **	-0.92 *	-0.98	0.93	1.36 *
ASSET	-32,329 *	4,463 **	-2,619	2,747	-33,599	2,961
SROA	0.22 ***	0.20 ***	0.64 ***	0.52 ***	-0.32 ***	-0.09 ***

(注) 1) 変数の定義は以下の通り。

MTB: 時価簿価比率 = 時価総額 / 自己資本 (簿価), SALE: 売上高成長率 (3年間複利成長率, %), ROA: 営業利益率 (%) = 営業利益 / 平均総資産 (簿価),

IF: 純流動資産 (%) = (流動資産 - 流動負債) / 総資産, TFA: 有形固定資産比率 (%) = 有形固定資産 / 総資産, ASSET: 総資産 (百万円)

SROA: ROAの過去5年間標準偏差, AGE < 8: 上場経過年数8年未満の企業の構成比 (%)

2) 平均, メディアンの差の検定は, それぞれ t 検定, マン=ウィットニー=ウィルコクソン検定による。

3) 表中の***, **, *印はそれぞれ, 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。

4) 表中の△DIV > 0, △DIV < 0, △DIV = 0 はそれぞれ増配, 減配, 据置, REP > 0, REP = 0 は自社株買い実施, 自社株買いナシを示す。

5) 増配企業, 減配企業, 据置 & 自社株買いナシ企業については, 1991年度から2000年度まで, 自社株買い企業については1996年度から2000年度までのデータを使用した。

(出所) ロイター・ジャパン株式会社『ロイターファスト plus』, 東洋経済新報社『会社四季報』より作成。

まず, 増配企業は, 時価簿価比率 (MTB) が2.28 (1.91, 以下括弧内はメディアン), 売上高成長率 (SALE) は4.99% (4.22%), ROAは6.11% (5.33%) で, いずれも据置かつ自社株買いナシ企業に比べて有意に高い水準となっている (MTBはメディアンのみ有意)。投資機会が豊富であり, 成長性, 収益性ともに高い企業が増配を実施していることがわかる。また, 純流動資産比率 (IF) は19.62%

(18.61%) でこれも有意に高く, FCFについても相対的に豊富だと言える。一方で, 有形固定資産比率 (TFA) は25.88% (24.34%) と有意に低い水準となっている。総資産は2,466億円 (962億円) とメディアンでみれば, 企業規模は有意に大きい。また, ROAの標準偏差 (SROA) が有意に大きいことから, 収益率の変動は相対的に大きいと言える。そして, 上場経過年数 (AGE) が8年未満の企業が19.8%

と、他の配当政策を選択した企業に比べて、ナイーブな観察であるが、若い企業の割合が高いと言える¹¹⁾。

次に、減配企業は、時価簿価比率 (MTB)、売上高成長率 (SALE)、ROA がそれぞれ1.56 (1.23), -3.45% (-3.41%), 0.20% (0.57%) と、いずれの指標も有意に低い。また、純流動資産比率 (IF)、有形固定資産比率 (TFA) についても有意に低い。増配企業と概ねミラーイメージとなっている。なお、ROA の標準偏差 (SROA) をみると2.19 (1.72) であり有意に大きい。この点は増配企業と共通の特徴となっている。

最後に、自社株買いを選択した企業は、時価簿価比率 (MTB)、売上高成長率 (SALE)、ROA がそれぞれ0.96 (0.83), -2.09% (-2.12%), 3.25% (2.86%) であり、投資機会および成長性に乏しい。純流動性資産比率 (IF) は21.51% (21.39%) であり、FCF は豊富であると言える。また、ROA の標準偏差 (SROA) は1.23 (1.10) と低位であることから、収益率は比較的安定していると言える。

Ⅲ. 配当政策変更後の ROA, FCF, 設備投資の変化

1. 実証分析方法

シグナリング仮説によると、増配後には企業収益率は上昇する一方で、減配後には低下する。FCF 仮説によると、増配後に FCF は減少し、設備投資は減少ないしは安定化することが期待される。本節では、ROA、純流動資産比率 (IF)、有形固定資産比率 (TFA) について、増配、減配実施後にこれらの指標が仮説と

整合的に変化するかどうかということを検証する。具体的には、帰無仮説「増配、減配実施 ($t=0$) 以降の ROA、純流動資産比率 (IF)、有形固定資産比率 (TFA) の前年差の平均 (メディアン) はゼロである」を t 検定 (順位和検定) によって検定する。

なお、企業活動は、個別企業の要因以外にも、マクロ経済環境や所属業界固有の要因によっても影響を受けることが考えられる。そこで、個別企業以外の要因を排除するために、同業類似企業の動きを調整した変化についても併せて検証する。増配企業、減配企業に対応した同業類似企業 (matching firm, 以下マッチング企業と記す) の選択は、Lie [2001] を参考に以下の方法で行なった。すなわち、据置かつ自社株買いナシ企業のうち、(a)増配、減配企業と東証業種分類で同一業種同一決算月の企業で、(b)増配、減配を実施した年の時価簿価比率 (MTB) および ROA が増配・減配企業の $\pm 20\%$ の範囲内である企業を抽出し、(1)式を最小とする企業とした。

$$\left| \begin{array}{l} \text{MTB}_{\text{samplefirm}} - \text{MTB}_{\text{matchingfirm}} \\ \text{ROA}_{\text{samplefirm}} - \text{ROA}_{\text{matchingfirm}} \end{array} \right| + \quad (1)$$

ただし、 $\text{MTB}_{\text{samplefirm}}$ は増配企業、減配企業の時価簿価比率、 $\text{MTB}_{\text{matchingfirm}}$ は増配・減配実施と同時期のマッチング企業の時価簿価比率、 $\text{ROA}_{\text{samplefirm}}$ は増配企業および減配企業の ROA、 $\text{ROA}_{\text{matchingfirm}}$ は増配・減配実施と同時期のマッチング企業の ROA である。

条件を満たすマッチング企業が存在しない場合には、基準(a)について、(a-1) 同一業種かつ決算月 ± 3 ヶ月以内、(a-2) 製造業・非製造業分類で同一分類かつ同一決算月、(a-3) 製造業・非製造業分類で同一分類かつ決算月 \pm

3ヵ月以内、(a-4) 製造業・非製造業で同一分類かつ決算月の制約なし、と順次基準を緩和させた。ただし、基準を緩和しても該当のない場合には、サンプルから除外した。この結果、基準(a)を満たした企業は1,105社、以下(a-1) 213社、(a-2) 703社、(a-3) 121社、(a-4) 151社、該当しなかった企業は610社となった。

2. 実証結果

図表3に結果が示されている。増配、減配実施年を「t=0」とし、実施前年(t=-1)から3年後(t=3)までのROAの変化(△

ROA)、純流動資産比率の変化(△IF)、有形固定資産比率の変化(△TFA)それぞれの平均およびメディアンが示されている。左側が増配、減配企業自体の変化(表中 unadjusted 欄)、右側がマッチング企業調整後(表中 matching firm adjusted 欄)の結果である。

まず、ROAの変化(△ROA)をみると、増配企業では増配前および実施年でそれぞれ有意にプラスに変化しているものの、増配後はt=1~3まで-0.54%(メディアン:-0.34%、以下括弧内はメディアン)、-0.48%(-0.28%)、-0.18%(-0.10%)といずれも1%有意水準でマイナスという結果となった。

図表3 配当政策変更後のROA、純流動資産比率、設備投資の変化

		unadjusted					matching firm adjusted					
		t	-1	0	1	2	3	-1	0	1	2	3
△ROA												
増配	平均		0.45 ***	0.57 ***	-0.54 ***	-0.48 ***	-0.18 ***	0.23 ***	0.41 ***	0.08	-0.06	-0.15
	メディアン		0.30 ***	0.36 ***	-0.34 ***	-0.28 ***	-0.10 ***	0.25 ***	0.33 ***	0.07	-0.07	-0.07
	サンプル数		1632	1673	1470	1375	1276	1446	1483	1289	1164	1077
減配	平均		-1.30 ***	-1.73 ***	0.47 ***	0.97 ***	0.64 ***	-0.38 ***	-0.89 ***	-0.13	0.22 *	0.07
	メディアン		-0.92 ***	-1.15 ***	0.35 ***	0.67 ***	0.46 ***	-0.21 ***	-0.47 ***	-0.03	0.17 **	0.08
	サンプル数		1130	1133	1060	935	697	769	774	712	623	461
△IF												
増配	平均		-0.31 *	-0.51 ***	-0.10	-0.39	-1.26 ***	0.02	0.03	0.29	-0.28	0.35
	メディアン		-0.15	0.04 *	0.27	0.30	-0.19 **	0.03	-0.13	0.25	0.11	0.17
	サンプル数		1673	1704	1531	1375	1276	1483	1508	1291	1164	1077
減配	平均		-1.23 ***	-2.19 ***	-2.62 ***	-2.23 ***	-1.23 ***	-0.20	-0.22	-0.97	-0.82 *	0.09
	メディアン		-0.67 ***	-1.59 ***	-1.47 ***	-1.30 ***	-0.94 ***	0.03	-0.55	-0.09	-0.19 *	0.27
	サンプル数		1133	1138	1060	935	697	774	777	712	623	461
△TFA												
増配	平均		0.11	0.09	0.33 ***	0.18 **	0.01	-0.20 *	-0.08	-0.08	0.12	0.05
	メディアン		-0.15	-0.08	0.17 ***	-0.04	-0.23 **	-0.24 *	-0.04	0.10	0.08	-0.02
	サンプル数		1673	1704	1531	1531	1276	1482	1506	1290	1163	1076
減配	平均		0.88 ***	0.71 ***	0.30 ***	0.08	0.02	0.01	-0.07	0.32 *	0.25	-0.13
	メディアン		0.55 ***	0.41 ***	-0.14	-0.21 ***	-0.11	0.11	0.11	0.09	0.26 **	-0.05
	サンプル数		1133	1138	1060	935	696	774	777	712	623	461

(注) 1) 変数の定義は以下の通り。

$$\Delta ROA = ROA(t) - ROA(t-1), \Delta IF_1 = IF_1(t) - IF_1(t-1), \Delta TFA = TFA(t) - TFA(t-1)$$

2) 平均、メディアンはそれぞれt検定、wilcoxon rank sum testによる。

3) 表中の***, **, *印はそれぞれ、1%、5%、10%有意水準で有意であることを示す。

一方、減配企業では、減配前および減配実施年でそれぞれ有意にマイナスに変化しているものの、減配後は0.47% (0.35%)、0.97% (0.67%)、0.64% (0.46%)と1%有意水準でプラスが続くという結果となった。

純流動資産比率の変化 (ΔIF) に関しては、増配企業では、増配前に-0.31%、-0.51%と有意にマイナスの変化がみられるものの、メディアンでは $t = -1$ で-0.15%と有意ではなく、 $t = 0$ では0.04%と平均と符号が逆になっている。増配後では、 $t = 3$ で-1.26% (-0.19%)と有意にマイナスとなったものの、 $t = 1, 2$ では有意な変化はみられなかった。減配企業では、減配前後で平均、メディアンともに一貫して有意にマイナスの変化が生じている。

有形固定資産比率の変化 (ΔTFA) については、増配企業では、増配後の $t = 1$ で0.33% (0.17%)と有意にプラスとなった。一方減配企業では、減配前と減配の実施年にはそれぞれ有意にプラスの変化が生じているが、減配後には平均、メディアンの結果がそれぞれ異なるなど、安定した検定結果は得られなかった。

次に、マッチング企業で調整した結果をみることにする。まず、増配企業のROAの変化 (ΔROA) は、増配前および増配実施年にそれぞれ0.23% (0.25%)、0.41% (0.33%)と1%有意水準でプラスの変化が生じているものの、増配後では有意な変化が生じているとはみせない。減配については、減配前および減配実施年にそれぞれ-0.38% (-0.21%)、-0.89% (-0.47%)と1%有意水準で有意にマイナスに変化している一方で、減配後の $t = 2$ に0.22% (0.17%)と有意にプラスの変化が生

じている。

純流動資産比率の変化 (ΔIF) は、増配企業では、増配の前後ともに有意な変化はみられないという結果となった。一方減配企業では、減配後の $t = 2$ で-0.82% (-0.19%)と10%有意水準で有意にマイナスの変化が生じるという結果となった。

有形固定資産比率の変化 (ΔTFA) は、増配企業では、増配前の $t = -1$ で-0.20% (-0.24%)と10%有意水準で有意にマイナスの変化が生じているものの、増配実施年以降は有意な変化はみられない。また、減配企業については、減配後の $t = 1$ に平均が0.32%と有意にプラス、 $t = 2$ でメディアンが0.26%と有意にプラスの結果となったが、平均とメディアンで一致した結果は得られなかった。

以上のように、ROAに関しては、増配企業では、少なくとも増配後のROAの上昇は確認されず、減配企業では減配後に有意なプラス変化が確認されるというように、シグナリング仮説と整合的な結果は得られなかった。また、FCF、設備投資についても、増配企業、減配企業ともにFCF仮説と整合的な動きはみられなかった。

ただ、増配、減配の実施前年および実施年 ($t = -1, 0$) のROA変化では、未調整の変化、調整済みの変化ともに、2期連続で増配の場合は有意にプラス、減配の場合は有意にマイナスとなった。これは、ROAにGuay and Harford [2000] が指摘するようなショックが生じ、配当政策の変更がこのショックに影響されることを推察させる結果である。次節で、このことを検証しよう。

IV. ROA ショックの検証

1. 実証分析方法

ここでは、配当政策変更の直前期ないしは同時期に、ROA に関して過去の水準に比較して有意に異なる変化（以下、ROA ショックと呼ぶ）が生じているかどうかということを検証する。前節で配当政策変更の前年および同年と2年連続して有意な変化が確認されたことからROA ショックは次の(2)式のように定義する。また、持続的なショック（permanent shock）を(3)式のように定義し、ショックの持続性についても併せて検証する。具体的には、帰無仮説「ROA ショック、持続的ショックはゼロである」を平均についてはt検定、メディアンについては順位和検定によって検定する。マッチング企業の選択方法は、前節と同様である。

$$ROA \text{ shock} = \frac{ROA(-1)+ROA(0)}{2} - \frac{ROA(-4)+ROA(-3)+ROA(-2)}{3} \quad (2)$$

$$\text{permanent shock} = \frac{ROA(1)+ROA(2)+ROA(3)}{3} - \frac{ROA(-4)+ROA(-3)+ROA(-2)}{3} \quad (3)$$

2. 実証結果

図表4には、配当政策変更前のROA（以下、変更前ROAと記す、表中(1)欄）、配当政策変更時期のROA（以下、変更時ROAと記す、表中(2)欄）、配当政策変更後のROA（以下、変更後ROAと記す、表中(3)欄）、ROA ショック（表中(2)-(1)欄）および持続的ショック（表中(3)-(1)欄）が掲載されている。

まず、増配企業の変更前ROAは4.90%（4.67%）、変更時ROAでは5.64%（5.10%）と上昇するものの、変更後ROAは4.72%（4.15%）と低下する。なお、ROA ショック

図表4 ROA ショックの検定結果

		unadjusted				matching firm adjusted		
		変更前ROA	変更時ROA	変更後ROA	ROA shock	permanent shock	ROA shock	permanent shock
		(1)	(2)	(3)	(2) - (1)	(3) - (1)		
増配	平均	4.90	5.64	4.72	0.74 ***	-0.21 *	0.57 ***	0.82 ***
	メディアン	4.67	5.10	4.15	0.49 ***	-0.23 **	0.47 ***	0.66 ***
	サンプル数	1089	1089	1085	1089	1085	1086	949
減配	平均	4.04	0.75	0.82	-3.29 **	-3.23 **	-0.87 ***	-1.40 ***
	メディアン	3.59	1.03	1.21	-2.45 ***	-2.39 ***	-0.48 ***	-0.82 ***
	サンプル数	691	691	686	691	686	448	442

- (注) 1) 配当政策変更前、変更時、変更後それぞれのROAの定義は以下の通り
 変更前ROA(1) = (ROA(-4) + ROA(-3) + ROA(-2))/3, 変更時ROA(2) = (ROA(-1) + ROA(0))/2
 変更後ROA(3) = (ROA(1) + ROA(2) + ROA(3))/3, ROA shock = 変更時ROA(2) - 変更前ROA(1)
 permanent shock = 変更後ROA(3) - 変更前ROA(1)
 2) 平均、メディアンの検定は、t検定、wilcoxon rank sum testによる。
 3) 表中の***, **, *印はそれぞれ、1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。
 4) 1991年度から1997年度の間に増配・減配を実施したサンプル企業を対象とした。

は0.74% (0.49%) と有意にプラスの変化が生じている。しかし、持続的なショックは-0.21% (-0.23%) と有意にマイナスとなった。

減配の場合は、変更前ROAは4.04% (3.59%), 変更時ROAは0.75% (1.03%) と低下し、変更後ROAでは0.82% (1.21%) とほぼ横ばいとなった。ROAショックは-3.29% (-2.45%) と有意にマイナスの変化が生じている。また、持続的なショックも-3.23% (-2.39%) と有意にマイナスという結果となった。

マッチング企業調整後を見ると、増配企業のROAショックは0.57% (0.47%) と未調整の場合と同様の結果となったが、持続的なショックでは0.82% (0.66%) と有意にプラスとなり、未調整とは異なる結果となった。

減配企業では、ROAショックは-0.87% (-0.48%), 持続的なショックでは-1.40% (-0.82%) とともに有意にマイナスとなり、未調整と同様の結果となった。

以上のように、配当政策変更時に過去のROAの水準に比較して、増配の場合にはプラス、減配の場合にはマイナスの変化が生じていることが明らかになった。また、このショックが持続的かどうかという点については、減配の場合には持続的だとみなせるものの、増配の場合には、マクロ経済環境などの調整をしない場合には持続的とはみなせないものの、調整後では持続的だという結果となり、必ずしも判然としない。ただ、少なくとも増配後のROAは同業類似企業に比べれば低下しにくい可能性があると言えよう。

V. 離散選択モデル (Discrete Choice Model) による分析

1. 実証分析方法

経営者が配当政策を変更する際に、増配、減配、配当据置という複数の選択肢から、どのような要因によってどの選択肢を選ぶのか、ということ进行分析するためには多項ロジット・モデル (multinomial logit model) による分析が適している。ただし、「他の選択肢からの独立性 (Independence from Irrelevant Alternatives), IIA」が成立しなければ、ネステッド・ロジット・モデル (nested logit model) によって分析することとなる。本節では、多項ロジット・モデル、IIAとその検定方法、ネステッド・ロジット・モデル (Nested Logit Model) について順に簡単に説明する¹²⁾。

(1) 多項ロジット・モデル (Multinomial Logit Model)

i が J 個の選択肢の中から j 番目の選択肢を選んだ場合の効用が、次のように与えられるとする。

$$U_{ij} = \beta_j' x_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

ただし、 x_{ij} は j という選択に影響を与えると考えられる説明変数ベクトル、 β は係数ベクトル、 ε_{ij} は互いに独立な誤差項でタイプ I の極値分布 (type I extreme-value distribution) を仮定する。 i が j を選択する確率を P_{ij} とすると、 j の効用は他の選択に比べて効用が高いと考えられるので、次のように表される。

$$P_{ij} = \text{Prob} (U_{ij} > U_{ik}) \quad j \neq k \quad (5)$$

この選択確率は、多項ロジット・モデルでは

次のように表される。

$$P_{ij} = \exp(\beta'_j x_i) / \sum_{k=0}^J \exp(\beta'_k x_i) \quad \text{for } j=0,1,\dots,J \quad (6)$$

$\beta_k = 0$ として標準化を行なうことによって次のようになる。

$$P_{i0} = 1 / \left(1 + \sum_{k=1}^J \exp(\beta'_k x_i) \right) \quad (7)$$

$$P_{ij} = \exp(\beta'_j x_i) / \left(1 + \sum_{k=0}^J \exp(\beta'_k x_i) \right) \quad \text{for } j=0,1,\dots,J \quad (8)$$

また、対数尤度は次式より求める。

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln P_{ij} \quad (9)$$

d_{ij} は i が選択肢 j を選択したことを表すダミー変数である。

なお、 j を選択する対数オッズ比 (log-odds ratio) は、 $\ln(P_{ij}/P_{ik}) = (\beta_j - \beta_k)x_i$ であり、 $k = 0$ とすると、 $\ln(P_{ij}/P_{i0}) = \beta'_j x_i$ となる。

多項ロジット・モデルは、このオッズ比 P_j/P_k が他の選択肢から影響を受けないことを前提としており、この性質は「無関係な選択肢からの独立 (independence from irrelevant alternatives, IIA)」と呼ばれている。この性質が満たされない場合、ネスティッド・ロジット・モデルで推計することになる。次項で、この IIA とその検定方法について簡単に説明しよう。

(2) 無関係な選択肢からの独立 (IIA)

複数の選択肢の中に類似の選択肢があるにもかかわらず、多項ロジット・モデルによって推計すると、パラメーターは一致性を持たない。この問題を「赤バス-青バス問題 (red-bus-blue-bus problem)」で簡単に説明しよう¹³⁾。

交通手段の選択肢として、自家用車と青色のバスがあり、この選択確率をそれぞれ $1/2$ (P_c

$= 1/2 = P_{bb}$, P_c は自家用車の選択確率, P_{bb} は青バスの選択確率を表す) とする。この場合確率のオッズ比 P_c/P_{bb} は「1」である。この選択肢に新たに赤バスという、青バスと色違いのバスが加わったとする。赤バス、青バスを選択する確率はそれぞれ $1/2$ で確率のオッズ比 P_{bb}/P_{rb} は「1」である (P_{rb} は赤バスの選択確率を表す)。いま、IIA を前提とすると自家用車と赤バスの選択は青バスという選択肢に影響されないためにオッズ比に変化はなく「1」となる。したがって、 $P_c/P_{bb} = 1$, $P_{bb}/P_{rb} = 1$ であるから、それぞれの選択肢を選ぶ確率は、 $P_c = P_{bb} = P_{rb} = 1/3$ となる。しかし、青バスと異なるバスが選択肢に加わったと言っても、色が異なるだけであるから、自家用車とバスとの選択確率は $1/2$ と変わらない。一方で、赤バスと青バスの選択確率は2分されるであろう。すなわち、 $P_c = 1/2$, $P_{bb} = P_{rb} = 1/4$ となる。このように、複数の選択肢から選択する場合に、類似の選択肢があるにもかかわらず IIA を前提とすると、バスの選択確率を高く推計する一方で自家用車の選択確率を低く推計することになる。

本論文に則して説明すると、わが国の利益配分手段については、増配、減配、配当据置という選択肢から選択すればよかったが、商法改正によって新たに自己株式取得 (自社株買い) が選択肢として加わった。この自社株買いの機能は、利益配分を増加させるという意味で増配と同じ機能を有していると考えられる。すなわち、増配と自社株買いは上記の例にたとえると、青バスと赤バスの関係と言える。

したがって、増配、減配、据置に自社株買いを加えた4つの選択から選択する場合には、IIA の検定を行い、IIA が成立していれば多項

ロジット・モデルで推計し、成立していなければ、次項で説明するネスティッド・ロジット・モデルで推計する。

IIA の検定方法は、次項ネスティッド・ロジット・モデルで説明する (11) 式中の σ について、帰無仮説「 $\sigma=0$ 」が成立しているかどうかを t 検定によって検定するか、多項ロジット・モデルの対数尤度を L_0 、ネスティッド・ロジット・モデルの対数尤度を L_1 とし、 $2 \times (L_1 - L_0)$ の尤度比検定が自由度 1 の分布に従うことにより行なうことができる。t 検定あるいは尤度比検定で帰無仮説が棄却されれば IIA は成立せず、ネスティッド・ロジット・モデルによることになる。

(3) ネスティッド・ロジット・モデル (Nested Logit Model)

ネスティッド・ロジット・モデルは、多項ロジット・モデルで仮定されていなかった誤差項間の相関を仮定する。いま、多項ロジット・モデルと同様に、 j が選択された場合の効用を

$$U_{ij} = \beta_j' x_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

とする。 ε_{ij} の分布としてガンベルのタイプ B の極値分布 (Gumbel's Type B extreme-value distribution) を仮定する。説明の簡単化のために、3つの選択肢 (0,1,2) があり、選択肢「1」と「2」が類似の選択肢であるとする。この場合、 ε_{i0} 、 ε_{i1} 、 ε_{i2} の分布として、

$$G(z_0, z_1, z_2) = z_0 + \left(z_1^{1/(1-\sigma)} + z_2^{1/(1-\sigma)} \right)^{1-\sigma} \quad (11)$$

を仮定する。 σ は 2 つの変数の相関関係を表す未知のパラメーターであり、 $\sigma=0$ の場合を除き ε_{i1} と ε_{i2} は独立ではない。この場合選択確率は次式ようになる。

$$P(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + [\exp(\beta_1' x_{i1}/(1-\sigma)) + \exp(\beta_2' x_{i2}/(1-\sigma))]^{1-\sigma}} \quad (12)$$

$$P(Y_i = j) = \frac{\exp(\beta_j' x_{ij}/(1-\sigma)) \cdot [\exp(\beta_1' x_{i1}/(1-\sigma)) + \exp(\beta_2' x_{i2}/(1-\sigma))]^{-\sigma}}{1 + [\exp(\beta_1' x_{i1}/(1-\sigma)) + \exp(\beta_2' x_{i2}/(1-\sigma))]^{1-\sigma}} \quad (13)$$

対数尤度は、次式より求める。

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^2 d_{ij} \ln P_{ij} \quad (14)$$

d_{ij} は i が選択肢 j を選択したことを表すダミー変数である。

2. 説明変数

採用する説明変数としては、ROA ショックと ROA の他に、コントロール変数として FCF 仮説に関連する変数、松浦 [2001a] の結果を参考に各投資主体の持ち株比率を採用することとする。

最も重要な変数は ROA ショックである。前節までの分析で明らかになったように、配当政策は ROA ショックを反映して変更される可能性がある。プラス方向のショックがあれば増配が選択され、マイナス方向のショックであれば減配が選択されると考えられる。したがって、予想される符号は、増配がプラス、減配がマイナスである。ただ、Jagannathan, et al. [2000] で報告されているように安定的な高収益企業が増配を選択し、収益率の変動が大きい企業が自社株買いを選択するとすれば、増配および減配に関してはこの変数は有意ではなく、自社株買いに関して有意にプラスになると予想される。

ROA ショックの結果 ROA の水準自体も変

化する。水準が高くなれば増配の選択確率が、低下すれば減配の選択確率が上昇する可能性がある。ただし、ROAの水準自体が配当政策の変更有意に影響するかどうかは先験的には不明である。

FCF仮説に関連ある変数として、時価簿価比率(MTB)、純流動資産比率(IF)、総資産の自然対数(ASSET)を採用する。

まず、時価簿価比率(MTB)は、投資機会の多寡を示す変数である。FCF仮説によれば、投資機会に乏しくなれば増配や自社株買いを行なうことから、予想される符号は増配および自社株買いでマイナスとなる。次に、純流動資産比率(IF)は、FCFの代理変数である。FCF仮説によれば、増配や自社株買いはFCFが豊富な企業がこれを削減するために行なうことから、増配、自社株買いでプラスの符号が予想される。最後に、総資産(ASSET)は、企業規模の代理変数である。FCF仮説によれば、大規模企業ほど投資機会に乏しく非効率的な経営を行ないやすいために、増配、自社株買いでプラスの符号が予想される。

投資主体別持株比率として、有価証券報告書に記載されている金融機関(FIN)、外国法人等(GAIKOU)、その他の法人(HOUJIN)、役員(YAKUIN)の所有株式比率を採用する¹⁴⁾。各投資主体別持株比率の係数は、企業経営の規律づけの強さを表すと解釈できることから、期待される符号はプラスである。

3. 実証結果と解釈

分析期間は1998年度から2000年度で、分析対象は、増配、減配、配当据置および自社株買いを実施しない、および自社株買いを実施した企業で、延べ3,294社である¹⁵⁾。なお、各説明変

数の標準偏差の±3倍を超える数字は、異常値とみなして除外した。この結果サンプル数は、増配企業が379社、減配企業が384社、配当据置自社株買い実施なし企業が1,685社、自社株買い企業が286社の合計2,734社となった¹⁶⁾。

(1) IIAの検定結果

増配と自社株買いが類似の選択肢であるとしたIIAの検定結果は、 $\sigma=0.513$ でt値が3.28となったことから、帰無仮説「 $\sigma=0$ 」は1%有意水準で棄却された。また、尤度比検定でも $\chi^2=6.70$ となり5%有意水準で帰無仮説は棄却された。したがって、IIAは成立せず、ネスティッド・ロジット・モデルによる推計を行なうこととなる。

(2) ネスティッド・ロジット・モデルの推計結果

図表5に推計結果が示されている。選択肢ごとに見ていこう。

増配では、ROAショックが1%有意水準で符号もプラスとなった。また、ROAが1%有意水準で有意となり、ROAショックによって上昇したROAの水準自体も増配の選択という意思決定に影響すると考えられる。この点、減配ともに松浦[2001a]の結果と共通する。

また、純流動資産比率が10%有意水準で有意にプラスとなった。FCFが増加すれば増配を行い、これを削減するというFCF仮説と整合的だと解釈できる一方で、増配を選択するためにはある程度の流動性が必要だという解釈も可能である。この点については、純流動資産比率が変化した場合に、どの程度増配の選択確率が変化するのかという限界効果を分析すれば明らかになる。前者の解釈に従えば、純流動資産比

図表5 ネスティッド・ロジット・モデルによる推計結果 (1998年度～2000年度)

	増配企業	減配企業	自社株買い企業
CONST	-2.966 (-3.701) ***	-4.222 (-5.234) ***	-2.194 (-2.713) ***
ROA shock	0.131 (3.903) ***	-0.134 (-3.519) ***	-0.009 (-0.210)
ROA	0.199 (7.669) ***	-0.247 (-8.415) ***	0.138 (4.888) ***
MTB	0.011 (0.151)	-0.264 (-3.085) ***	-0.604 (-3.818) ***
IF (-1)	0.007 (1.929) *	0.003 (0.746)	0.017 (4.175) ***
ASSET	0.045 (0.670)	0.239 (3.340) ***	-0.023 (-0.312)
FIN	0.005 (0.821)	0.012 (1.494)	0.024 (3.158) ***
GAIKOKU	0.018 (1.827) *	-0.011 (-0.796)	0.023 (2.152) **
HOUJIN	0.004 (0.810)	0.005 (0.800)	-0.002 (-0.357)
YAKUIN	-0.040 (-1.154)	-0.077 (-1.672) *	0.002 (0.073)
サンプル数 (構成比)	348 (14.1%)	332 (13.5%)	255 (10.3%)
σ	0.513		
t 検定	3.280 ***		
χ^2	6.700 **		

(注) 1) 表中 () 内は漸近的 t 値を示す。

2) 表中の***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを示す。

率 (IF) の上昇に応じて増配選択確率は上昇する。後者であれば、純流動資産比率が変化しても、増配の選択確率の変化は限定的だと考えられる。この分析は次項で行う。

投資主体別持ち株比率の中では、外国人持ち株比率が10%有意水準でプラスとなった。外国人投資家は企業経営の規律づけに厳しいと考えられるが、このことと整合的な結果である。

減配の結果は、ROA ショックが1%有意水準で有意であり、符号もマイナスとなった。増

配と同様に、ROA ショックが減配の意思決定に影響していることが考えられる。また、ROA についても1%有意水準で有意となり符号もマイナスと、やはり増配と同様の結果となった。

この他、時価簿価比率 (MTB) が1%有意水準で有意となり符号はマイナスとなった。投資機会が豊富であれば減配の選択を抑制すると考えられる。総資産 (ASSET) は1%有意水準で有意であり符号はプラスとなった。減配を

選択すれば企業価値は低落するが、企業規模が大きければこの影響は限定的で、減配を選択しやすいと解釈できる。また、役員持ち株比率が10%有意水準で有意となった。経営者は減配を回避する傾向があることが指摘されるが、こうした見方と整合的である。

最後に自社株買についてみておこう。時価簿価比率 (MTB) が1%有意水準で有意となり符号はマイナス、純流動資産比率 (IF) が1%有意水準で有意で符号はプラスとなった。投資機会に乏しくFCFが豊富な企業が自社株買を選択するというFCF仮説と整合的な結果だと解釈できる。また、ROAが1%有意水準で有意にプラスとなった。ROAの水準自体についても自社株買の選択に影響を与えることがわかった。この効果については純流動資産比率 (IF) の効果と同様に次項で分析する。

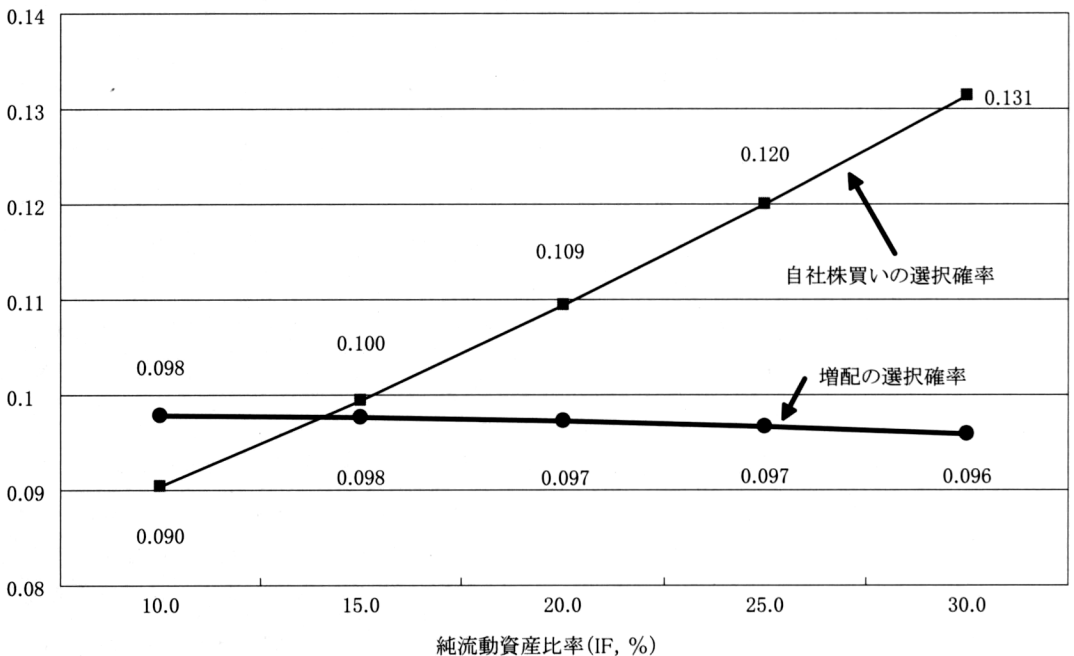
なお、結果を掲載していないが、1991年度か

ら1997年度までを分析対象期間として、増配、減配、据置の3つの選択肢による多項ロジット・モデルを推計した結果、1998年度から2000年度までのネスティッド・ロジット・モデルによる推計結果とほぼ同様の結果が得られた¹⁷⁾。

(3) 純流動資産比率とROAの限界効果

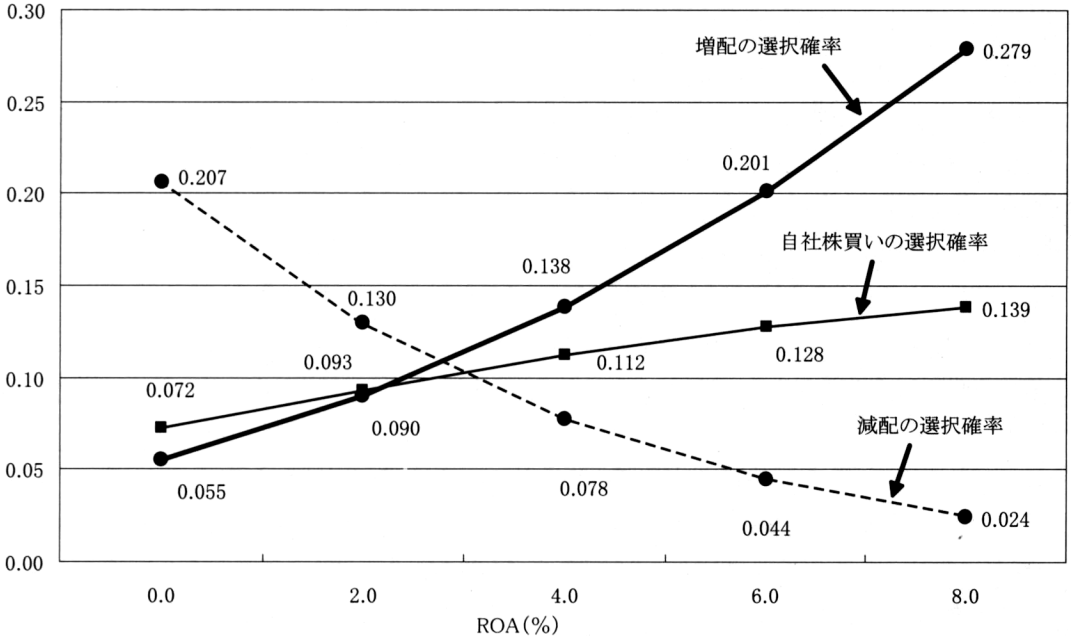
ここでは、説明変数の変化が、どの程度利益配分手段の選択確率に影響を与えるのかということ、増配と自社株買いで共通して有意となった純流動資産比率 (IF)、ROAを取り上げて分析する。ネスティッド・ロジット・モデルで推計されたパラメーターの効果は、他のパラメーターや説明変数の値に依存するために直接的な解釈は容易ではないため、効果をみたい変数を可変とし、他の変数をメディアンで固定して選択確率の変化を計算することによって検証する。

(選択確率) 図表6 純流動資産比率の変化に対する増配、自社株買の選択確率の変化



(選択確率)

図表7 ROAの変化に対する増配、減配、自社株買いの選択確率の変化



図表6には、純流動資産比率(IF)を10%から5%刻みで30%まで上昇させた場合の増配および自社株買いの選択確率の推移が示されている¹⁸⁾。これによると、増配の場合には、純流動資産比率(IF)が上昇しても増配の選択確率はほとんど変化していないことがわかる。一方、自社株買いの選択確率は、純流動資産比率(IF)の上昇に伴って上昇している。

次に、ROAについてみよう。図表7にはROAを0%から2%刻みで上昇させた場合の増配、減配、自社株買いの選択確率の推移が示されている。増配では、ROAの水準が上昇するのに伴って選択確率が通増的に上昇している。一方自社株買いは、ROAの上昇に伴って選択確率は上昇しているものの逡減していることがわかる。減配では、ROAの上昇に連れて減配の選択確率は低下している。

以上のように、純流動資産比率(IF)と

ROAは増配と自社株買いに共通に影響を及ぼすものの、影響度合いについては異なることがわかった。特に増配の選択確率は、純流動資産比率の変化に対してほとんど反応せず、FCF仮説とは整合的とはみなせないと考えられる。

VI. 結論

本論文では、配当政策の変更がどのような要因によって決定されるのかということについて実証分析を行い、以下のような結論が得られた。

まず、増配、減配、自社株買いを選択する企業の特徴をみた。この結果、増配を選択する企業は、収益性、成長性が高くFCFが豊富であり、上場後の経過年数の短い企業が比較的多い。一方、減配を選択する企業は増配とミラーイメージである。ただし、収益率の変動が大き

い点は、増配と減配で共通する特徴である。また、自社株買いを選択する企業は、成長性が乏しくFCFが豊富である。また、収益率が安定している点が増配、減配と異なる特徴である。

次に、ROA、純流動資産比率、設備投資が配当政策の変更前後に、どのように変化するかということを検証した。この結果、ROAが過去の平均的な水準に比べて有意に上方あるいは下方に乖離するというROAショックが配当政策変更時に生じていることが明らかになった。

最後に、配当政策変更時に生じるROAショックが配当政策を変更させる要因であるかどうかということ、増配、減配、配当据置および自社株買いの実施なし、自社株買いという4つの利益配分政策を選択肢とするネスティッド・ロジット・モデルによって検証した。この結果、増配および減配を選択する企業は、ROAショックおよびROAの水準が有意な説明変数であることが確認された。また、自社株買いの選択では、時価簿価比率、純流動資産比率、ROAが有意な説明変数となり、利益配分増加の点で増配と同様の財務手段であるものの、決定要因は異なることが明らかになった。

わが国上場企業の配当政策は、配当の安定化を優先させるために利益変動には反応しにくいという見方があるが、本論文によって、収益率の変動およびその水準が配当政策の変更に影響を与えていることが実証的に示された。ただし、配当政策の変更がこの収益率の変動に関するシグナルとなっているかどうかという点は判然とししない。本論文でのunivariateなアプローチによる分析結果から、少なくとも同業類似企業と比較して、増配(減配)の場合は低下(上昇)しにくいという情報を含んでいる可能

性は指摘できるものの、この点についてはさらに検証を重ねる必要がある。今後の課題とした。

補論 データの出所と変数の定義

本論文で使用するデータは、会計データについては「ロイターファーストplus」(ロイター・ジャパン株式会社)、株価は「日経NEEDS Financial Quest」(日経QUICK情報株式会社)、証券取引所上場年は「会社四季報」(東洋経済新報社)から取得した。

次に、本論文で使用する投資機会、成長性、収益性、内部資金、設備投資、企業規模に関する変数とその定義を明らかにする。

投資機会を表す指標としては、時価簿価比率(MTB)を採用した。これは、決算月についての終値の月中平均株価に期末の発行済み株式数を掛け合わせた時価総額を自己資本(簿価)で除して求めた。

成長性を表す指標として、3年間複利の売上高成長率(SALE)を採用した。

収益性を表す指標は、総資産営業利益率(ROA)を採用した。これは、営業利益を平均総資産(=(前期末総資産+当期末総資産)/2)で除した比率として求められる。また、収益性の変動を判断するための指標としてROAの5年間の標準偏差(SROA)を採用した。

FCFの代理変数として、先行研究の多くがキャッシュフローを使用している。しかし、この指標は、随[2000]が指摘するように、単年度のフローの指標であり、経営者が外部投資家からのディシプリンを受けることなく、自由に処分できる流動性の高い資金とは言いがたい。このため、随[2000]が採用したストック指標

を使用することとした。具体的には、流動資産から流動負債を差し引いた純流動資産を総資産で除した比率 (IF) である。

設備投資の指標としては、有形固定資産を総資産で除した有形固定資産比率 (TFA) を採用した。

企業規模の指標としては総資産 (ASSET) を使用した。

注

- 1) 例えば、国枝 [2003], 7頁。
- 2) 「企業業績及び配当の状況」(全国証券取引所協議会)によると、1株当たり5円以上6円未満の配当金の構成比は、1980年度には32.6%であったが、2000年度には14.5%に、また、6円以上7円未満でも17.8%から9.7%に低下している。
- 3) 利益配分政策に関する理論モデルおよび海外企業を対象とした実証研究のサーベイは Allen and Michaely [2003] に纏められている。
- 4) Grullon, Michaely and Swaminathan [2002] では、FCF 仮説と整合的であることに加えて、増配後にリスクプレミアムも低下していることを理由に成熟仮説 (maturity hypothesis) を提唱している。
- 5) Brav, et al. [2003] の table12を参照。
- 6) この他の先行研究としては、シグナリング仮説を検証した伊藤 [1989]、配当政策アナウンスメントに関するイベント・スタディーを行なった小倉 [2004] がある。
- 7) 伊藤 [1989] でも、東証1部上場企業のうち1974年1月から1987年10月の間に配当政策を変更した企業を対象に分析した結果、シグナリング仮説を支持する実証結果を報告している。
- 8) 具体的には、銀行業、証券・商品先物取引業、保険業、その他金融業、電気・ガス業、陸運業のうちの鉄道業である。また、サンプル企業の特別配当金額の推移をみると、1997年度以降に急に減少している。特別配当に関して、何らかの変化が生じている可能性が推察されるために、特別配当を行なった年の企業についてはサンプルから除外した。
- 9) 自社株買いの買付け方法には、市場買付け、公開買付けがある。本論文では、分析期間中のサンプル数の少ない公開買付けは分析対象には含めず、市場買付けのみを対象とした。分析期間中の市場買付けによる自社株買いを実施した企業は延べ420社である。
- 10) 各指標の定義は補論に示されている。
- 11) 上場経過年数を8年で区切ったことに理論的な根拠があるわけではない。Grullon and Michaely [2002] Table II (p.1657) を参考にした。
- 12) 多項ロジット・モデル、ネスティッド・ロジット・モデルの説明については、縄田 [1997]、松浦 [2001b]、Greene [1997] の説明を参考にした。

- 13) 以下の説明は、Train [2003] pp.49-51.を参照。
- 14) 松浦 [2001a] では、上位10大持ち株比率を使用しているが、データ取得の制約から、本論文では使用していない。
- 15) 自社株買いを分析に加えたことから、分析期間を1998年度からとした。また、推計の基準は据置および自社株買いナシ企業である。
- 16) なお、分析期間中に増配と同年度に自社株買いを実施した企業が57社、減配と同年度に自社株買いを実施した企業が50社あった。これらの企業もサンプルから除外した。
- 17) 増配の場合は、ROA ショック、ROA が1%有意水準で有意であり符号はプラス、また、持ち株比率では、外国人、その他の法人が1%有意水準で、役員が10%有意水準で有意であり符号はそれぞれプラスとなった。減配の場合は、ROA ショック、ROA、時価簿価比率、純流動資産比率が1%有意水準で有意で符号はマイナス、総資産が1%有意水準でプラスで符号はマイナス、また、持ち株比率では、外国人、その他の法人が1%有意水準で有意であり符号はマイナスとなった。また、増配、減配ともに ROA ショックの2乗項が1%有意水準で有意となり、符号は増配がマイナス、減配がプラスとなった。この点、松浦 [2001a] の企業価値のシグナル変数として採用した有形固定資産前年度比の結果と共通する。なお、サンプル数は、増配が950 (15.1%)、減配が621 (9.9%)、据置が4705 (75.0%)。
- 18) 減配は純流動資産比率 (IF) が有意ではなかったために分析には含めなかった。

参考文献

- 伊藤正之 [1989], 「配当情報の意味内容－わが国の配当政策に関する分析－」『証券経済』167号, 138-155頁。
- 上野陽一・馬場直彦 [2005], 「わが国企業による株主還元策の決定要因：配当・自社株売却のインセンティブを巡る実証分析」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.05-J-6。
- 小倉千幸 [2004], 「配当情報－配当のアナウンスメント効果の分析－」, 第12回ファイナンス学会発表論文。
- 国枝繁樹 [2003], 「コーポレート・ファイナンスと税制」『フィナンシャル・レビュー』69号, 4-45頁。
- 随清遠 [2000], 「内部資金と資金制約」『変革期の金融資本市場』(松浦, 吉野, 米澤編), 日本評

論社, 51-69頁。

- 牧田修治 [2005], 「わが国上場企業の自社株買いに
関する実証研究—フリーキャッシュフロー仮説
の検証—」『現代ファイナンス』No.17, 63-81
頁。
- 松浦克己 [2001a], 「日本企業の配当政策—復配と
無配転落について」『金融危機と経済主体』(松
浦, 竹澤, 戸井編), 日本評論社, 91-108頁。
- [2001b], 「保育・育児に関する意識と就
業形態の選択」, 郵政研究所ディスカッショ
ン・ペーパー・シリーズ。
- [2003], 「企業金融・株式所有構造の変遷
と企業業績への影響—地価依存と持合の効果
—」『コーポレート・ガバナンスの経済分析』
(花崎, 寺西編), 東京大学出版社, 207-231頁。
- 縄田和満 [1997], 「Probit, Logit, Tobit」『応用
計量経済学Ⅱ』(牧, 宮内, 浪花, 縄田編), 多
賀出版, 237-298頁。
- Allen, F. and R. Michaely [2003], "Payout Pol-
icy", Constantinides, G.M. et al. (Eds), *Hand-
book of The Economics of Finance*, Elsevier
North Holland, pp.339-429.
- Benartzi, S., R. Michaely and R. Thaler [1997],
"Do Changes Dividends Signal the Future
or the Past", *Journal of Finance*, Vol.52, pp.
1007-1034.
- Brav, A. and J. R. Graham and C.R. Harvey and
R. Michaely [2003], "Payout Policy in The
21st Century", *NBER Working Paper Series*,
9675.
- Greene, William H. [1997], "Econometric Analy-
sis", Prentice-Hall International, Inc.
- Guay, W. and J. Harford [2000], "The Cash-
Flow Permanence and Information Content
of Dividend Increases versus Repurchases",

Journal of Financial Economics, Vol.57, pp.
385-415.

- Grullon, G. and R. Michaely [2002], "Dividends,
Share Repurchases, and the Substitution
Hypothesis", *Journal of Finance*, Vol.57, pp.
1649-1684.
- Grullon, G., R. Michaely and B. Swaminathan
[2002], "Are Dividend Changes a Sign of
Maturity?", *Journal of Business*, Vol.75, pp.
387-424.
- Fukuda, A. [2000], "Dividend Changes and Earn-
ings Performance in Japan", *Pacific-Basin
Finance Journal*, Vol.8, pp.55-66.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu [1988], "Earning
Information Conveyed by Dividend Initia-
tions and Omissions", *Journal of Financial
Economics*, Vol.21, pp.149-175.
- Jagannathan, M. and C. P. Stephens and M. S.
Weisbach [2002], "Financial Flexibility
and The Choice between Dividends and
Stock Repurchases", *Journal of Financial
Economics*, Vol.57, pp.355-384.
- Kato, H.K. and U. Loewenstein and W. Tsay
[2002], "Dividend Policy, Cash Flow, Invest-
ment in Japan", *Pacific-Basin Finance Jour-
nal*, Vol.10, pp.443-473.
- Lie, E. [2001], "Detecting Abnormal Operating
Performance: Revisited", *Financial Manage-
ment*, Vol.30, pp.77-91.
- Train, K.E., [2003], "Discrete Choice Methods
with Simulation", *Cambridge university
press*

(リソな総合研究所東京コンサルティング部
アソシエイト)