

会計利益と株式リターンの関連性から見える 日本企業の配当行動の特徴について

鄭 義 哲

1. はじめに

資本の低い効率性や保有資金の使い方は、長らく日本企業の課題として指摘され、日本株に対する相対的に低い価値評価¹の原因ともされてきた。しかし、その原因の一つともいわれる株式持合い慣行の見直しによる株式持合い比率の低下²に伴って、「もの言わぬ」国内投資家が減り、「物言う株主」といわれる外国人投資家の比重が増加したことや、コーポレートガバナンスに対する認識が高まった³ことなど、日本企業を取り巻く環境は大きく変わりつつある。これらの一連の変化は、資本効率や配当政策に対する日本の上場企業の意識改革に拍車をかけるきっかけとなった。

変革の効果は徐々に数値に表れ、資本効率に関しては例えば、データを遡れる1982年度以降で初めて2018年3月期、日本の上場企業のROEは10%を超えた（日本経済新聞、2018年3月14日）。二桁のROEが多い海外企業に比べ、日本企業のそれは慢性的に低く一桁が平均的な水準であるが、ROE計算式の分子に当たる純利益の増加や配当・自社株買いといった株主還元策の強化によってROE計算の分母に当たる自己資本額が調整さ

- 1 日本企業の低いPBR（株価純資産倍率）がその例としてあげられるだろう。世界の主要市場のそれと比べても低く、2014年5月24日付の日本経済新聞によると、「PBRの値が1倍を割る企業は東京証券取引所第一部銘柄で5割強も存在し、2銘柄の一つが万年割安銘柄で放置されている状態である（割安のワナ）」という。
- 2 投資主体別の持株比率をみると、1990年度末の時点で金融機関の持株比率は43%、外国人は4.7%であるのに対して2016年度末の時点では金融機関は13.6ポイント減った28.4%に、外国人は逆に25.4ポイント増えた30.1%に上昇している（日本経済新聞、2017年10月14日）。
- 3 企業価値の増大のための企業や投資家がやるべき行動指針として、2014年にスチュワードシップコード、2015年にはコーポレートガバナンスコード（企業統治指針）が制定された。

れ、ROE 数値は改善の兆しを見せている。また、配当政策に関しても、保有資金の活用法に対する市場の視線が厳しくなり、日本企業も株主還元へ積極的になっている結果、配当額も増加のトレンドを見せている。

しかし、配当政策に関していえば、他国とは違う日本企業の特徴もみえてくる。たとえば、純利益に対する配当額の比率として定義される配当性向の分布である。2016年度の日本と米国そして欧州の配当性向⁴の分布をみると、日本企業のそれは30%前後に集中する富士山型であるのに対して欧米企業はばらつきのある山脈型であることがわかる（日本経済新聞、2017年12月8日）。すなわち、日本企業の配当政策は自社の置かれている状況や属性に影響を受けるというより、他社の配当政策に合わせた形をとっているような傾向が強い。配当政策におけるこのような日本企業の横並び行動は、2007年から2010年までのデータで分析を行っている柳良平（2011）でも言及されている。株主還元に対する市場のプレッシャーが高まる中で配当額を増加させながら対応しているが⁵、上記のように配当性向の分布からは他国とは違う一面が見て取れる。企業価値の増加においてコーポレートガバナンスの重要性が注目される中で、株主への利益配分として日本企業の配当総額は増えているが、個別企業の配当行動は、必ずしも企業価値との関連性からなされているようにはみえない。

本稿では、このような日本企業の配当行動について株式市場はどのような評価をしているかについて実証分析を行う。上記のように日本企業の配当行動が横並びで当該企業の属性とは関係なく決定されているとすれば、日本企業の配当政策と株価の間にはファイナンスの理論仮説で想定される関連性は観察されないかもしれない。

そこで本稿では、配当政策と株価に関連するファイナンスの理論仮説の一つである Jensen（1986）のフリーキャッシュフロー仮説に着目し、配当実施企業に対する市場の評価を通して日本企業の配当政策の特徴を明らかにする。フリーキャッシュフロー仮説に着目する理由は次の2つである。まず、一つ目に図表1から分かるように、近年企業の現預保有高（対資産

4 日本の場合はTOPIX500、米国はS&P500、欧州はストックス600採用企業が対象。

5 現金配当だけでなく自社株買いにも積極的になっているが、本稿では自社株買いに関しては取り上げていない。

合計) は年々上昇しており、企業の保有資金⁶にかかわるエージェンシー問題が大きくなっている可能性は高い。フリーキャッシュフローを減らしエージェンシー問題を低減するために、株主への利益配分が行われていたとしたら、余剰資金や成長機会といった属性の違う企業間の配当性向はそれぞれ異なるパターンを見せ、全体としての日本企業の配当性向の分布も海外企業のそれに類似したばらつきのある形になっているだろう。二つ目は、花田・芹田(2015)のサーベイ調査の結果によるものである。彼らは、日本の上場企業を対象に投資決定・資金調達・ペイアウト政策などの財務政策に関するさまざまなテーマについて、企業の(財務政策を決定する)意思決定者に直接問うサーベイ調査を行い、いくつかのファイナンスの理論仮説を検証している。そのうち、本稿の注目対象であるペイアウト政策に関する質問項目への回答から、フリーキャッシュフロー仮説は支持されない結果が得られていると報告している⁷。

以上の2点はともに、配当政策において、理論仮説からの予想と現実の日本企業の配当政策には乖離があることを示唆している。フリーキャッシュフロー仮説の予想と異なって、余剰資金を除去しエージェンシー問題を緩和する方法として配当政策を活用していないとすれば、企業の配当政策に対する株式市場の評価も理論仮説の予想とは異なるものになる可能性は高いだろうというのが本稿の問題意識である⁸。

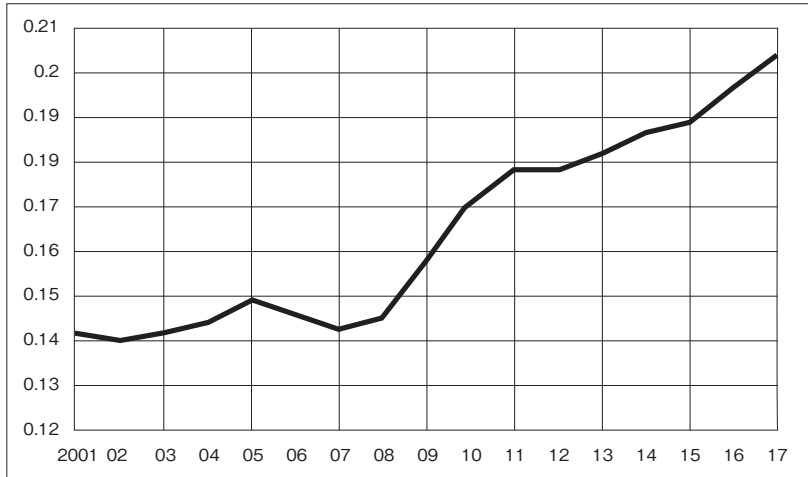
6 日本経済新聞2018年6月26日によると「手元資金が有利子負債より多い実質無借金企業は2017年度末に1年前より36社多い2071社となり、上場企業の59%を占める」という。

7 「余剰資金や投資機会の存在がペイアウト政策にどの程度重要であるか」という質問に対して、重要であるとする割合と重要でないとする割合はほぼ同じであるという。他には、ベッキングオーダー仮説、シグナリング仮説、ライフサイクル仮説を検証しているが、支持される結果が得られたのはシグナリング仮説であると報告している。

8 諏訪部(2006)では、配当政策と企業価値の関係に関する理論仮説であるシグナリング理論、フリーキャッシュフロー理論の二つについて実証分析を行い、両方をおおむね支持するような結果を報告している。本稿の検証対象として用いているフリーキャッシュフロー理論に関しては、本稿と異なって現金の市場価値評価モデルを用いてエージェンシーコストの存在が企業の保有する現金に対する市場の評価にどのような影響を及ぼしているかについて調べている。分析結果はフリーキャッシュフロー理論の予想に整合するものである(エージェンシーコストの高い企業の現金に対して市場は相対的に低い評価をしている)。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では本稿で用いているデータ及び分析方法を説明したした後、検証する仮説を設定する。第3章では実証分析の結果を述べ、最後に第4章では全体のまとめを行う。

図表1 手元流動性比率（対資産合計）



注) 手元流動性比率＝（現預金＋短期有価証券）／資産合計で算出している。

2. 使用データと分析方法

2.1 データ

本研究では、2002年から2017年までを分析期間に、東証全社（1部・2部・マーザズ上場企業⁹⁾の3月決算期企業（金融業種を除く）を分析対象とする¹⁰⁾。ただし、分析に使う変数の作成のために必要となるデータが取れないサンプルに関しては除外した。なお、本研究で使用しているすべてのデータは日経NEEDS-Financial Questよりダウンロードしたもので、連結決算データを優先している。

9 2018年6月8日の時点における東証全社（1部・2部・マーザズ）である。

10 分析に用いる一部の変数（ROAの標準偏差）の作成のため、直近を含めた過去3年分のデータを使うため、データは2000年から入手している。

以上のような方法で分析対象となるサンプルを構築し、最終的には20266社（firm-year）が得られた。そして異常値の影響を避けるため、年度ごとにすべての変数について上下0.5パーセンタイルの水準でウィンゾライズして分析を行う¹¹。以下、すべての分析結果はウィンゾライズした変数で行ったものである。

2.2 分析方法

本稿では日本企業の配当政策の特徴を、エージェンシー問題の観点から考察する。前述したように、配当性向の分布や企業の財務政策担当者からのサーベイ結果からは、エージェンシー問題をベースとするフリーキャッシュフロー仮説を支持するようなものはなく、余剰資金にかかわるエージェンシーコストを意識した配当政策にはなっていないように見える¹²。もし、そうであれば、このような配当政策に対する市場の評価はどうだろうか。

分析に用いる方法はFarooq, Shehata and Nathan（2018）に倣っている。彼らは投資家が、質のいい利益（value relevant information）を報告する企業とそうでない（less value relevant）企業を区別する方法の一つは当該企業の配当政策にあると前提を置き、次の式（1）のように会計利益と株式リターンのモデル（return-earnings relation）に配当関連指標（純利益に対する配当額の比率）を導入して、利益の質¹³（informativeness of earnings）に及ぼす配当政策の効果について実証分析を行っている。

$$Ret_{it} = \alpha + \beta_0 Earn_{it} + \beta_1 Earn_{it} \times Div + \sum \beta_i \text{コントロール変数}_i + \epsilon_i \quad (1)$$

配当の実施は、経営者の裁量下に置かれるフリーキャッシュフローを減

-
- 11 上下1パーセンタイルで実施した場合もまた、上下1パーセンタイル水準でtrimした場合も分析を行ったが、分析結果に影響を与えるような変化はなかった。
- 12 花田・芹田(2015)は余剰資金の保有目的に対するサーベイ調査結果から、日本と海外企業の違いを次のように指摘している。「日本企業の間では余剰資金が非効率な経営に繋がるという意識が総じて弱く、余剰資金のコストよりもベネフィットを重視している企業が多い」と推論している。
- 13 利益の質を測る尺度には他にも、異常会計発生高(abnormal accruals)、利益の持続性(persistence)、利益の予測可能性(predictability)、利益の平準化(smoothness)、などがある。

らしエージェンシー問題の緩和につながるので、当該企業の報告利益に対する投資家の信頼度が高まる結果、市場においてより高い評価を受ける（式（1）の回帰係数 β_1 の符号が、統計的に有意に、正であることを意味する）というロジックである。

分析結果を紹介すると次のとおりである。一つ目は、利益 (*Earn*) と配当性向 (*Div*)¹⁴ の交差項係数の β_1 の符号は正で統計的に有意であるということである。すなわち、配当支払額が多くなるほど企業の報告利益の質は担保され、利益とリターンの関係はより強まるということである。二つ目は、企業や国固有の情報環境要因の違いによって、配当政策と利益の質の関係はどのような影響を受けるかをみるため、企業固有要因に関してはアナリスト・カバレッジの有無や株式の所有構造（所有が集中している企業 & 分散している企業）を用い、国固有の要因に関しては（法規制の面において）投資家保護の度合いでグループを分け、分析を行っている。その結果は、①アナリスト・カバレッジのある企業や株式所有構造が分散している企業 (*dispersed ownership structure*)¹⁵ のようにエージェンシー問題が小さいグループであるほど、②投資家保護の弱い国のような情報の非対称性が高い環境にあるグループであるほど、利益の質への配当政策の効果はより堅調であるという。

本研究では、Farooq, et al (2018) に倣って、リターンと利益モデルに配当関連指標を導入し分析を行う。各変数の定義は以下の通りである。

被説明変数の株式リターン (*Ret*) は、*t* 年度の3月末の株価と前年度の3月末の株価を用いて計算した年次リターンから、同期間のマーケット (TOPIX) の年次リターンを引いたマーケット調整リターンである¹⁶。

説明変数としては当期純利益を1期前の株式時価総額で割って計算する

14 分析では配当政策に関連する指標としては他に、配当金の成長率 (*dividend growth rate*)、配当金/営業キャッシュフロー、配当金/資産合計、配当利回りも分析に用いているが、結果は似たようなものである。

15 Fan and Wong (2002) では、日本企業を除く977社の東アジアの企業を対象に、株式所有構造の集中は企業の報告利益の質 (*the informativeness of reported earnings*) を低下させるという仮説を設定し、仮説を支持する結果を報告している。

16 リターンを計算する期間としては、*t*-1年度の3月末から*t*年度の6月末までの15か月間のリターンも用いたが、結果に影響を与えるような変化はなかった。

利益変数 (Earn) と、他にコントロール変数は企業の成長機会の代理変数として MtB ((株式時価総額＋負債額) / 資産合計)、余剰資金の度合いを代理する変数として Liquidity (手元流動性比率：(現預金＋短期有価証券) / 資産合計)、Leverage (負債合計 / 資産合計)、Size (資産合計額の自然対数)、年度ダミーを用いる。さらに本稿では業種ダミー (東証 33 業種分類によるもの) とリスク要因変数として ROA_std (3 年間の ROA の標準偏差) をも追加し分析を行った。そして配当関連指標としては DOE (自己資本配当率) と Inc_Div (増配ダミー) を用いた。純利益に対する配当額の割合を表す配当性向は、純利益が赤字のケースにおいては指標の計算ができないので本稿では自己資本配当率を用いる。また増配ダミーは、t 年度の一株当たりの配当金が t - 1 年度のそれより高い場合、1 を取る変数である。

これらの配当関連指標を用いて、日本企業の配当政策の特徴を株式市場の評価を通して検証する。会計利益と株式リターンの関係に及ぼす配当政策の影響から利益の質を判断している先行研究の考え方に着眼し、上記の利益とリターンモデルの分析結果から、日本企業の配当政策の特徴を間接的に考察する。日本企業の配当政策が前述したように配当実施企業の属性に基づくより横並びの傾向が強いとしたり、利益とリターンの関係における配当政策の効果の統計的有意性は弱まるか無くなる可能性が高いだろう。

そこで検証仮説は以下のように、エージェンシー問題を低減するツールとしての配当政策を想定した場合の市場の評価を仮定する。すなわち、もし、利益変数 (Earn) と配当関連指標 (Inc_Div、DOE) の交差項にかかる回帰係数 (以下の式 (2) の β_1) が統計的に有意に正だとすれば、それは配当金の増額によってエージェンシー問題が軽減される結果、増配企業の報告利益に対する市場の信頼感が高まり、株式リターンとの正の関連性を強めたことと解釈する。また、その関連性はエージェンシー問題が懸念される度合いが大きい企業であるほど、強まることと予想される。以上のことから、次のような仮説を設定する。

仮説 1：増配は利益とリターンの正の関連性を強める。

仮説 2：エージェンシー問題が懸念される企業であるほど、配当の増額

によって利益とリターンの関係は強まる。

$$Ret_{it} = \alpha + \beta_0 Earn_{it} + \beta_1 Earn_{it} \times \text{配当関連指標} + \sum \beta_i \text{コントロール変数}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

仮説2の検証において、エージェンシー問題の度合いは余剰資金や成長機会の代理変数で測定する。フリーキャッシュフロー仮説では経営者の手元に自由に使える資金が豊富であるほど、エージェンシー問題が悪化するとされる。企業価値の棄損につながる無駄使いの可能性が高まるからである。余剰資金は、現預金と短期有価証券の合計額を総資産額で割った値（Liquidity）で判断する。具体的には、毎年各企業のLiquidityを当該企業が属する業種のLiquidityの中央値と比較し、中央値より大きければ（小さければ）余剰資金の多い（少ない）高（低）流動性グループに割り当てる。成長機会をMtB（（株式時価総額＋負債合計／資産合計））で測って、Liquidityと同様に、各企業のMtBを業種中央値のMtBと比較し、高成長企業群と低成長企業群に分ける。

3. 分析結果

3.1 記述統計量と変数間の相関係数

本節では分析で用いているサンプルの特徴について報告する。分析期間において配当を増額した企業群の財務的特性をみるため、サンプルを本研究で使用している配当関連指標の一つである増配ダミー（増配したグループを1とそうでないグループを0と表示）で分け、それぞれのグループの特性を図表2の記述統計量としてまとめている。

まず、日本企業の現金配当の実施状況についてみる。日本企業は他国の企業より有配企業の割合が高いといわれるが、本稿の分析期間においても、分析対象の全サンプルのほとんどでもいえる約94%（図表には掲載していない）の企業が配当を実施していることがわかる。その中で増配をしている企業の割合は、図表2の結果（ダミー変数であるInc_Divの平均

が0.43) から分かるように、約43%である¹⁷。

次に増配グループの特徴を、その他グループとの比較を通してみる。まず、市場における評価指標である株式リターン (Ret) の中央値は、増配グループが6.8%であるのに対してその他グループは市場全体のパフォーマンスを下回る-3%である。平均値で見るとパフォーマンスの差はより大きくなっている(13.9% 対0.4%)。他に、純利益(期首時点の株式時価総額に対して)、規模、手元流動性比率そして成長機会に関しても中央値や平均値両方ともに増配グループがその他グループのそれらより優れている傾向をみせている。その優位性は図表3の中央値や平均値の差の検定結果からも確認できる。なお、上記のすべての変数のグループ間の差は統計的に有意に認められる。負債比率 (Leverage) やリスク (ROA_std) そして自己資本配当率 (DOE) は増配グループの値の方が小さい傾向となっているが、統計的有意性の一貫性は弱い結果である。

17 全サンプル中、一株当たりの配当額を増額(維持)した企業の割合は約43%(45%) (維持には無配から無配のケースも込み)、減配した企業のそれは約12%であった。

図表2 記述統計量

	variable	N	mean	p25	p50	p75	sd
全体	Ret	20266	0.062	-0.154	0.011	0.195	0.367
	Eam	20266	0.047	0.027	0.056	0.089	0.119
	Inc_Div	20266	0.43	0.00	0.00	1.00	0.50
	DOE	20266	1.86	1.11	1.61	2.30	1.29
	Size	20266	11.36	10.30	11.17	12.25	1.54
	Leverage	20266	49.88	35.06	50.36	65.01	19.68
	MTB	20266	1.11	0.84	0.98	1.18	0.58
	Liquidity	20266	15.96	7.53	13.01	20.94	12.02
	ROA_std	20266	1.68	0.59	1.13	2.08	1.83
	増配グループ	Ret	8725	0.139	-0.097	0.068	0.275
Eam		8725	0.072	0.047	0.074	0.110	0.125
Inc_Div		8725	1.00	1.00	1.00	1.00	0.00
DOE		8725	1.83	1.06	1.60	2.31	1.36
Size		8725	11.49	10.44	11.32	12.39	1.54
Leverage		8725	49.62	34.36	49.51	64.31	19.76
MTB		8725	1.20	0.89	1.04	1.30	0.61
Liquidity		8725	16.37	7.72	13.44	21.64	12.03
ROA_std		8725	1.61	0.61	1.13	2.04	1.61
その他グループ		Ret	11541	0.004	-0.188	-0.030	0.140
	Eam	11541	0.028	0.015	0.043	0.071	0.111
	Inc_Div	11541	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	DOE	11541	1.88	1.14	1.61	2.29	1.24
	Size	11541	11.26	10.22	11.07	12.14	1.54
	Leverage	11541	50.07	35.65	50.80	65.46	19.61
	MTB	11541	1.04	0.80	0.93	1.09	0.55
	Liquidity	11541	15.64	7.38	12.70	20.37	12.00
	ROA_std	11541	1.74	0.58	1.12	2.12	1.98

注) 表内の DOE、Leverage、Liquidity は % を表している。

図表 3 中央値・平均値の差の検定結果

	中央値		平均	
	増配グループ	その他グループ	増配グループ	その他グループ
Ret	0.068	-0.03	0.1390	0.0040
		<i>0.000</i>		<i>0.000</i>
Eam	0.074	0.043	0.072	0.028
		<i>0.000</i>		<i>0.000</i>
DOE	1.60	1.61	1.830	1.880
		<i>0.499</i>		<i>0.006</i>
Size	11.32	11.07	11.49	11.26
		<i>0.000</i>		<i>0.000</i>
Leverage	49.51	50.80	49.62	50.07
		<i>0.000</i>		<i>0.107</i>
MB	1.044	0.930	1.200	1.040
		<i>0.000</i>		<i>0.000</i>
Liquidity	13.44	12.70	16.37	15.64
		<i>0.000</i>		<i>0.000</i>
ROA_std	1.129	1.122	1.610	1.740
		<i>0.697</i>		<i>0.000</i>

注) 表内の斜めの数字は差の検定を行って得られる p 値を表している。

図表 4 には、分析で用いる変数間の相関係数を示している。回帰分析で被説明変数として用いる株式リターン (Ret) との相関係数は、利益変数 (0.2031)、成長機会 (0.1921) そして増配ダミー (0.1773) の順に高い。収益性が高い・成長機会のある・利益の還元として配当の増額を実施している会社が市場で評価される傾向が読み取れる。一方、自己資本配当率 (DOE) は増配ダミーとは異なって株式リターンとは負の相関 (-0.0558) を見せている。

相関係数の結果から、回帰モデルの推定に影響を及ぼすような高い相関関係はなく、以下の回帰分析では多重共線性の問題は発生しないと判断した。

図表 4 変数間の相関係数

	Ret	Eam	div_inc	DOE	Size	Leverage	M tB	Liquidity	ROA_std
Ret	1								
Eam	0.2031*	1							
div_inc	0.1733*	0.1532*	1						
DOE	-0.0558*	0.1141*	-0.0317*	1					
Size	-0.0221	0.0267*	0.0696*	0.0483*	1				
Leverage	0.0534*	-0.1122*	-0.0014	-0.0733*	0.2328*	1			
M tB	0.1921*	0.0068	0.1383*	0.3518*	-0.0369*	-0.1001*	1		
Liquidity	0.0157	0.0215	0.0281*	0.1676*	-0.2741*	-0.5319*	0.3142*	1	
ROA_std	0.0523*	-0.1826*	-0.0358*	0.0301*	-0.1973*	-0.1167*	0.2408*	0.2565*	1

注) 全サンプル 20266 社を対象としたものである。

3.2 回帰分析の結果

図表 5 に式 (2) を用いて行った回帰分析の結果を示している。式 (2) の交差項係数 β_1 の符号や統計的有意性をもって仮説 1 の検証を行う。もし、配当政策によってエージェンシー問題が緩和され、当該企業の報告利益への投資家の信頼が増すとしたら $Earn*Inc_Div$ にかかる回帰係数は統計的に有意に正になることが予想される。図表 5 の結果 (正の 0.433 で 1% の水準で有意である) は仮説を支持する結果となっている。増配ダミーではなく自己資本配当率との交差項 ($Earn*DOE$) を用いた場合 (2) も同様の結果で、自己資本配当率が高くなるほど利益とリターンの関連性は強まる結果である。ただし、自己資本配当率変数単独 (DOE) では、単相関の結果と同様に、株式リターンとは負 (-0.0657) の関連性を見せており、増配ダミーの場合 (0.0762) と異なる結果となっている。交差項 ($Earn*DOE$) にかかる係数の結果 (0.404) と合わせてみると、自己資本配当率が配当実施企業の株式リターンと正の関連性をもたらすのは、利益変数 (Earn) の値が約 0.162 以上の企業である。利益変数 (Earn) の上位 25 パーセント (P75) の値が 0.089 (図表 2 を参照) であることを考えると、市場の高評価につながっているのは高収益をあげ株主還元積極である企業であることが分かる。

コントロール変数に関しては概ね単相関の結果と同じ符号を見せている

が、手元流動性 (Liquidity) 変数は株式リターン (Ret) とは統計的に有意な負の関係が見られ、分析期間において余剰資金に対する市場の評価は平均的に厳しかったことが分かる。

図表 5 全サンプルを用いた分析結果

VARIABLES	(1) Ret	(2) Ret
Earn	0.532*** (0.054)	0.512*** (0.062)
Inc_Div	0.0762*** (0.0083)	
Earn*Inc_Div	0.433*** (0.099)	
DOE		-0.0657*** (0.0036)
Earn*DOE		0.404*** (0.0419)
Size	-0.0167*** (0.0018)	-0.0084*** (0.0017)
Leverage	0.0011*** (0.0002)	0.0012*** (0.0002)
MtB	0.168*** (0.0101)	0.206*** (0.0115)
Liquidity	-0.0011*** (0.0003)	-0.0009*** (0.0003)
ROA_std	-0.0007 (0.0022)	0.0023 (0.0021)
Constant	-0.0367 (0.0446)	-0.0221 (0.0425)
Year Dummy	Yes	Yes
Industry Dummy	Yes	Yes
Observations	20,266	20,266
R-squared	0.198	0.215

注) カッコ内は頑健な標準誤差、*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

次は企業の属性とくに、エージェンシー問題の度合いでサンプルを分けて分析を行い、仮説 2 の検証を試みる。余剰資金が多いほど、フリーキャッシュフローにかかわるエージェンシー問題は悪化する可能性は高い。そこでエージェンシー問題の度合いを手元流動性比率 (Liquidity) で測って、当該企業の手元流動性比率が同業種の中央値を上回れば、余剰資金が豊富

な高流動性グループ、下回れば低流動性グループとし、エージェンシー問題の度合いの違いによる配当政策の効果の違いを比較する。高流動性グループにおいてよりエージェンシー問題が深刻だとすれば、利益と配当関連指標の交差項である Earn*Inc_Div（または Earn*DOE）の係数は（株式リターンにより強く反応する結果）低流動性グループより高流動性グループの方が大きくなることが予想される。図表 6 に分析結果を示しているが、成長機会（MtB）の高低で分けた 2 グループの結果も合わせて示している。同じ条件であれば成長機会のすくない企業であるほど、配当政策のインパクトは大きいと推測される。グループ分けは手元流動性比率と同様に、同業の中央値と比較し、行った。

図表 6 エージェンシー問題の度合いでグループ分けをして行った分析結果 1
(I) 配当関連指標が増配ダミーの場合

VARIABLES	(1) 高流動性	(2) 低流動性	(3) 低成長	(4) 高成長
Earn	0.564*** (0.0441)	0.488*** (0.0387)	0.346*** (0.0294)	0.752*** (0.0534)
Inc_Div	0.0639*** (0.0139)	0.0791*** (0.0102)	0.0481*** (0.0112)	0.0906*** (0.0121)
Earn*Inc_Div	0.533*** (0.153)	0.377*** (0.129)	0.596*** (0.121)	0.234 (0.162)
Size	-0.0183*** (0.003)	-0.0157*** (0.0023)	-0.0138*** (0.0023)	-0.0263*** (0.0026)
Leverage	0.0014*** (0.0002)	0.00071*** (0.0003)	-0.00057*** (0.0002)	0.0017*** (0.0003)
MtB	0.147*** (0.0118)	0.252*** (0.0226)	0.276*** (0.0227)	0.154*** (0.0128)
Liquidity	-0.0009 (0.0005)	0.0005 (0.0008)	-0.0002 (0.0003)	-0.0021*** (0.0005)
ROA_std	-3.78e-05 (0.0029)	-0.00344 (0.0032)	-0.00762*** (0.0027)	0.00186 (0.0031)
Constant	-0.334*** (0.0481)	-0.0941 (0.0712)	0.102* (0.0541)	-0.0382 (0.0776)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	9,779	10,487	10,173	10,093
R-squared	0.204	0.207	0.242	0.171

(II) 配当関連指標が自己資本配当率の場合

VARIABLES	(1) 高流動性	(2) 低流動性	(3) 低成長	(4) 高成長
Earn	0.494*** (0.0873)	0.518*** (0.0850)	0.486*** (0.0815)	0.630*** (0.0960)
DOE	-0.0644*** (0.0051)	-0.0738*** (0.0049)	-0.0884*** (0.005)	-0.0685*** (0.0045)
Earn*DOE	0.483*** (0.0609)	0.332*** (0.0539)	0.228*** (0.0596)	0.428*** (0.0552)
Size	-0.0081*** (0.0028)	-0.0087*** (0.0022)	-0.0116*** (0.0023)	-0.0194*** (0.0025)
Leverage	0.0014*** (0.0002)	0.0011*** (0.0003)	-0.0010*** (0.0002)	0.0016*** (0.0003)
MtB	0.179*** (0.0132)	0.313*** (0.0272)	0.474*** (0.0266)	0.177*** (0.0134)
Liquidity	-0.001* (0.0005)	0.001 (0.0008)	-0.0002 (0.0003)	-0.0019*** (0.0005)
ROA_std	0.0023 (0.0029)	0.0016 (0.0032)	-0.0041 (0.0026)	0.0027 (0.003)
Constant	-0.277*** (0.0540)	-0.0927 (0.0663)	0.121** (0.0536)	-0.160** (0.0701)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	9,779	10,487	10,173	10,093
R-squared	0.223	0.227	0.251	0.202

注) カッコ内は頑健な標準誤差、*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

まず増配ダミーを用いた分析(図表6-1)に注目すると、高流動性グループと低成長グループにおける交差項係数(0.533・0.596)は、低流動性グループや高成長グループのそれら(0.377・0.234)よりそれぞれ大きく仮説2の支持を示唆する結果である。なお高成長グループの場合は、交差項係数(0.234)の符号は正ではあるものの統計的有意性はなくなっている。高成長グループにおいては、利益とリターンの関係に影響を及ぼすような追加的な情報内容は増配にないことを示唆している¹⁸。

18 リターンに対する各変数の影響の度合いの比較を分かりやすくするため、各変数を標準化し行った(図表には掲載していない)分析の結果をみると、高成長グループの交差項係数(0.054)は利益変数係数の約4分の1しかなく他のグループに比べて増配の効果は相対的に弱いことが分かる。

自己資本配当率 (DOE) を用いた分析 (図表 6-Ⅱ) でも、手元流動性比率で分けたグループに関しては高流動性グループの交差項係数 (0.483) が低流動性グループのそれ (0.332) より大きく増配ダミーを用いた場合に類似した結果である。しかし、成長機会で分けたグループの結果 ((3) と (4)) においては、高成長グループの交差項係数 (0.428) が低成長グループのそれ (0.228) より、逆に大きくなっている。これは高成長グループの財務特性に起因しているかもしれない。本稿の分析対象においては成長機会が高いほど、(図表には掲載していないが) 収益性¹⁹ もよくまた図表 4 の相関係数の結果から分かるように手元流動性比率とも正の相関 (0.3142) がある。コーポレートガバナンスの強化の一環で株主還元が注目される中で、企業の保有資金に対する市場のプレッシャーは高収益の高成長企業においてより高まっていたかもしれない。もし、そうだとすれば、当該企業においては配当水準が高くなるほど、利益とリターンの関連性は強まることも考えられる。増配ダミーを用いた場合の図表 6 のⅠの (3) と (4) において逆の結果が出たのは、配当水準を考慮していないことが影響しているかもしれない。

以上、エージェンシー問題の代理変数として手元流動性比率と成長機会の二つの変数を用いて、手元資金が多いほどまたは成長機会が小さいほど、エージェンシー問題は深刻だろうという仮定の下で分析を行った。しかし、エージェンシー問題の度合いの基準として成長機会や手元流動性比率の値をそれぞれ単独で用いている上記の方法ではエージェンシー問題の度合いが適切に測られていない可能性が存在する。これらの二つの問題に対処するため、最後に追加分析を以下のように行うことにする。まず、エージェンシー問題の度合いによるグループの分け方である。前述したように、手元流動性比率と成長機会を単独でグループ分けの基準として用いた場合には問題がある。それは、余剰資金の水準が同等だとしても成長機会の多少によってエージェンシー問題の程度は異なるからである。そこで手元流動性比率をコントロールした上で成長機会の違いでグループを分け分析を再度行う。具体的には、毎年手元流動性比率で 4 つのグループに分けた後、

19 成長機会とROA (営業利益/資産合計) の相関は0.44である。

それぞれのグループを成長機会の値でさらに4グループに分けて得られる16個のグループの中で、手元流動性比率が一番高いグループに属しているながら成長機会の異なる2グループ（高流動_低成長 & 高流動_高成長）に注目する。これによって高流動性グループの成長機会の差による配当政策の効果の違いがより正確に比較できることになる。2グループを対象に行った分析結果（主要変数以外の結果は省略している）を図表7に示している。増配ダミーを用いた場合（図表7の(1)と(2)）においては、交差項係数は両方ともに統計的に有意ではない結果である。一方、自己資本配当率(DOE)を用いた場合においては、Earn*DOEにかかる係数は両グループともに統計的に1%の水準で有意で係数の大きさも図表6-IIの結果と同様に高成長グループの方が大きい。しかし、両グループ間の交差項係数の差の検定（図表には示していないが）では統計的に有意な差は認められない結果（p値は0.239）である。

図表7 エージェンシー問題の度合いでグループ分けをして行った分析結果2

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	高流動_低成長	高流動_高成長	高流動_低成長	高流動_高成長
Earn	0.289*** (0.096)	1.287*** (0.429)	-0.0459 (0.259)	0.868** (0.409)
Inc_Div	0.086 (0.055)	0.037 (0.047)		
Earn*Inc_Div	0.191 (0.554)	0.209 (0.744)		
DOE			-0.108*** (0.018)	-0.0895*** (0.009)
Earn*DOE			0.681*** (0.202)	0.971*** (0.148)
Constant	-0.324*** (0.095)	0.0484 (0.120)	-0.382*** (0.093)	0.0643 (0.116)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1,651	1,566	1,651	1,566
R-squared	0.260	0.204	0.290	0.280

注) カッコ内は頑健な標準誤差、*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。
他のコントロール変数の結果は省略している。

以上の結果は、フリーキャッシュフロー仮説から導かれる予想—相対的にエージェンシー問題が大きいと想定される「高流動_低成長」グループにおける交差項の係数が大きい—とは異なるもので、仮説2は支持されない結果である。すなわち、配当政策の効果において企業の属性の違いによる差はないことを示唆する結果である。

4. おわりに

本稿では企業の属性、特に企業の余剰資金の保有高のような、エージェンシー問題の根源となり得る指標を用いて、日本企業の配当政策がこれらの属性とどのような関連性を持ち、市場はどのような評価をしているかについて調べた。

ファイナンスの理論仮説、特に企業の保有する余剰資金にかかわるエージェンシー問題に基づいているフリーキャッシュフロー仮説は、資金の社外への流出を伴う配当支払いは余剰資金にかかわるエージェンシー問題の緩和につながるため、企業の配当増額と当該企業の株価には正の関連性を予想する。日本企業の配当政策が企業個別のエージェンシー問題に基づいた形で行われるのではなく、他社に歩調を合わせる形での横並び行動に起因する傾向が強いものだとすれば、企業の配当政策に対する市場の評価においてもフリーキャッシュフロー仮説の予想とは異なる結果となる可能性は高い。そこで本稿では、リターンと利益モデルに配当政策関連指標を導入し、利益の株価関連性における配当政策の効果を通して間接的に日本企業の配当政策の特徴を検証した。

分析の結果をまとめると次の通りである。全体的にいえば、配当の増額は報告利益と株価との関連性をより強めていることが分かった。しかし、エージェンシー問題の度合いが大きいほど、(リターンと利益の関係において) 余剰資金を減らす配当金の効果はより大きくなるだろうという理論仮説からの予想とは異なって、エージェンシー問題の度合いの代理変数で分けたグループ間の統計的に有意な差は認められない結果が得られた。すなわち、本稿の結果は、エージェンシー問題の度合いの異なるグループ間に

おける配当増額の効果に対して市場の評価に差はないことを意味しており、また横並びの傾向が強いといわれる日本企業の配当政策の特徴が市場の評価からも再確認できる間接的な証拠だろう。

参考文献

Jensen, M. [1986], “Agency Costs of Free-cash-flow, Corporate Finance, and Takeovers,” *American Economic Review*, 76, 323-329.

Fan, J.P.H., and T.J.Wong [2002], “Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia”, *Journal of Accounting and Economics*, 33, 401-25.

Farooq, O., N.F. Shehata, and S. Nathan [2018], “Dividend Policy and Informativeness of Reported Earnings: Evidence from the MENA Region” *International Review of Finance*, 18, 113-121.

芹田敏夫・花枝英樹 [2015] 「サーベイ調査から見た日本企業の財務政策」『組織科学』 49, 32-44.

諏訪部貴嗣 [2006], 「株主価値を向上させる配当政策」『証券アナリストジャーナル』 34-47.

柳良平 [2011], 「最適資本構成に基づく最適配当政策に係る一考察ーバランスシート・マネジメントと説明責任の視点からー」, 39-48.

<http://jardis.org/publications/cdr/12/cdr-12-article4.pdf>