



日本における配当の硬直性

畠田, 敬

(Citation)

国民経済雑誌, 207(6):81-92

(Issue Date)

2013-06

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/81008488>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81008488>



日本における配当の硬直性

畠 田 敬

国民経済雑誌 第207巻 第6号 抜刷

平成25年6月

日本における配当の硬直性^{*}

畠 田 敬

本論文では、わが国のデータを用いて、配当政策の硬直性についての検証を行った。日本企業は、2000年代初頭に構造変化を経験したという前提の下で、標本期間を2つの時期（前期：1993年度－2002年度、後期：2003年度－2010年度）に分割して、配当政策の硬直性の程度の推定を行った。実証結果によれば、2002年度までの前半期では、配当政策の硬直性が観察されるのに対して、2003年度以降の後半期では、配当の硬直性は大きく低下し、企業は利益に対して柔軟な配当政策を実施している。

キーワード 配当政策, 硬直性, 構造変化

1 はじめに

Allen and Michaely (2003) は、米国企業で観察される自社株買いを含む利益還元政策（以下、ペイアウト政策と呼ぶ）に関する観測的事実のいくつかを紹介することで、MMの配当無関連命題が現実の世界では整合的でないことを、そして、成立しない原因を様々な視点から考察している。彼らの研究によれば、米国で観察されるペイアウト政策の特徴として、(1) 大企業や成熟企業ほど、利益を内部留保するのではなく、配当金の支払いや自社株買いの実施を通じて株主にペイアウトしていること、(2) 1980年後半以降では、配当によるペイアウトよりも自社株買いによるペイアウトが主要な手段になりつつあること、等を報告している。¹⁾

米国企業で観察されるいくつかの事実は、2000年代初頭までの日本企業においても同様に観察される。しかしながら、日本企業の特徴としては、利益の多くを株主に対して直接的なペイアウトを行うというよりも、ペイアウトを少なくし、その多くを企業内部で留保する傾向が観察される。また、畠田 (2011) によれば、ペイアウト政策の手段としては、配当によるペイアウトが主流であり、自社株買いによるペイアウトは補完的な手段に過ぎない。²⁾ これらの事実は、MMの配当無関連命題とは整合的でなく、Allen and Michaely (2003) で紹介されている事実とも正反対であると言える。

上記の特異な現象の1つの理由として、それぞれの国が採用している金融システムの違い

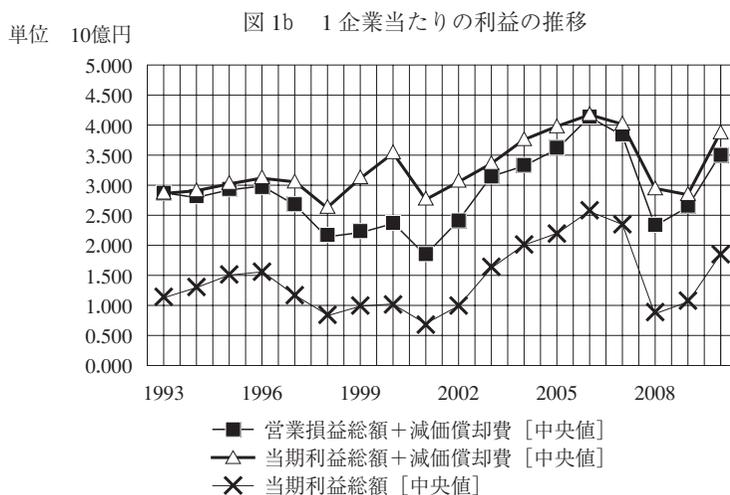
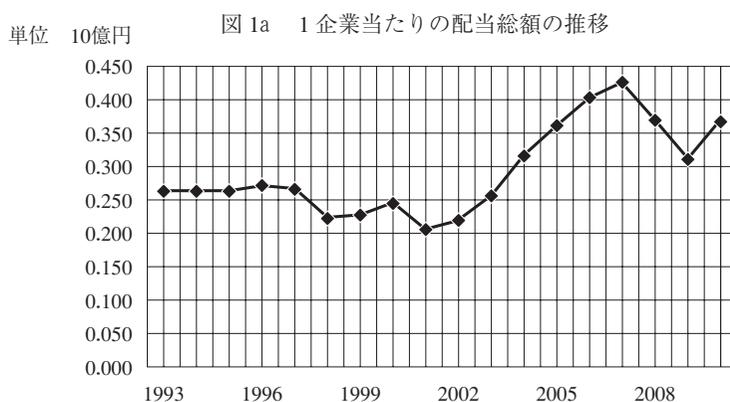
が挙げられる。日本では、株式市場等の直接金融システムよりも、銀行中心の間接金融システムが発達していることはよく知られている（例えば、Hoshi and Kashyap (2001)）。情報生産能力を有する、かつ、強制力をもつ取引金融機関、所謂、メインバンクの存在は、企業のキャッシュフローを投資家にできる限りペイアウトするよりも、取引金融機関との長期的かつ有利な取引関係を維持するために、必要以上に内部留保させる動機を企業に与える。なぜなら自己資本の増加は情報の非対称性によって生じる追加的な資金調達コストの抑制につながるからである。また、米国とは異なり、日本では金融機関が一定水準まで株式を保有することができる。従って、資本市場が発達していない日本では、金融機関による株式保有や取引金融機関が中心となる株式持ち合いが高い企業ほど、リスク回避的な金融機関株主の選好を反映して、配当を硬直化しようとする傾向がある。それ故、日本企業では現金配当による硬直化（平準化）されたペイアウトが中心になり、積極的な自社株買いは、突発的なキャッシュフローの増加のときにのみ実施されるという副次的な手段にすぎない。

しかしながら、1991年に始まった長期的な景気後退により、金融機関が抱える資産の多くが不良債権化するかたちで、経営体力が低下すると、金融機関は保有する株式を中心に資産のリストラを行った。同時に、これにより、メインバンクを中心とする株式持ち合いの解消が加速した。また、1990年代後半から2000年代前半の期間にわたって、それまで未整備であった証券市場に対しても、取引仲介手数料の自由化をはじめとする様々な規制改革（金融ビッグバン）³⁾が実施された。加えて、1997年から2005年にかけて、金融機関以外の外部投資家による規律付けが働きやすい法制度—商法・会社法—の改正も行われた。⁴⁾これらは、これまでの金融機関志向の金融システムから資本市場志向の金融システムに変容させる十分な外生的な事由となりえた可能性がある。従って、このような状況の下では、もし配当がその企業の将来性を表わす信憑性のあるシグナルとなるならば、企業が情報の非対称性問題を解消するための手段として、配当政策を積極的に利用しようとすることは十分考えられる。⁵⁾それ故、2000年代までの銀行中心の金融システムとそれ以降の資本市場が整備された金融システムにおいて、企業のペイアウト政策、特に、現金配当の支払いパターンの変化についての実証的な検証を行うことは、非常に興味深い問題である。⁶⁾

本論文の構成は、以下のとおりである。2では、日本における配当および利益の時系列的な推移を概観することにより、両者の関係を確認するとともに、構造変化の時点を明らかにする。3では、配当の硬直性の程度を推定する統計モデル—Lintner (1956) の部分調整モデル—を説明し、4では、本論文で使用されるデータについての解説を行う。5では、標本期間の前半期と後半期における配当の硬直性の違いについての実証結果を提示する。6では、5で得られた実証結果についての解釈と今後の課題について言及する。

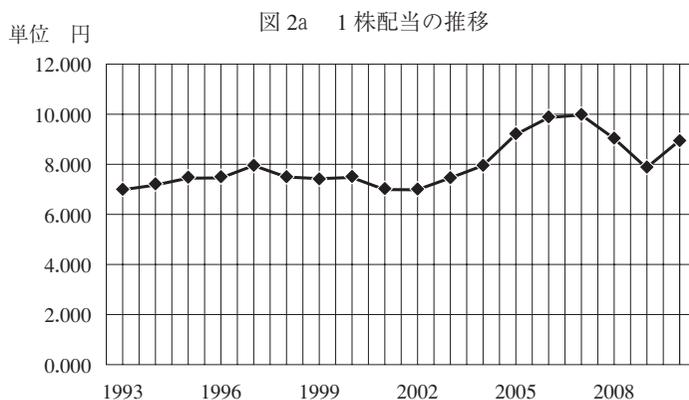
2 配当および利益の推移

実証的な検証を行う前に、日本企業の配当と利益についての時系列を概観しよう。図 1a は、1 企業当たりの現金配当総額（中間配当額＋期末配当額）を年度ごとに中央値を計算し、それをプロットしたものである。2002年度まで、平均して1 企業当たり配当額は約 2 億 5,000 万円まで推移してきたが、2003年度以降、その額は増加傾向－2007年度時点では、約 4 億 3,000 万円－である。その後、リーマンショック時の2008年度、2009年度においては、配当額は、約 3 億 1,000 万円まで下落したが、2010年度は、再び 3 億 7,000 万円まで上昇している。



他方、図 1b は、1 企業当たりの利益総額についての年度ごとの中央値をプロットしたものである。利益総額は、①営業損益総額＋減価償却費、②当期利益総額＋減価償却費、③当

期利益総額の3種類を取り上げている。3つの利益総額指標には、ほぼ平行な関係が観察され、かつ、図1aで示した配当総額の動向と比較しても、両者において平行な関係が観察される。但し、利益総額指標は、配当総額と比較して安定的に推移していない、そして、配当総額ほど増加傾向でない。以上の観測的事実は、1株当たりの現金配当総額および1株当たりの利益総額においても同様に成立している(図2a, 図2b)。



配当や利益の推移をみる限り、2003年度の時点を契機に、構造変化が起こっている可能性が示唆される。そして、その構造変化の理由は、1で述べた外生的な事由にあると考えられる。そこで、以下では、2つの時期(前期:1993年度-2002年度, 後期:2003年度-2010年度)に分割して分析を行う。

3 モ デ ル

本論文では、2つの時期（前期：1993年度－2002年度，後期：2003年度－2010年度）における配当の硬直性の違いを検証するために、Lintner（1956）の部分調整モデルを採用する。Lintner（1956）の部分調整モデルは、ペイアウト政策の統計モデルとして、広く利用されており、本論文でもLintnerモデルを踏襲する。先行研究（Fama and Blahnik（1968）、Nakamura and Nakamura（1985）等）では、配当の硬直性の程度を、以下の式：

$$\Delta D_{it} = D_{it} - D_{it-1} = \alpha + \gamma(D_{it}^* - D_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

で推定された調整係数 $\hat{\gamma}$ として用いることが多い。ここで、 D_{it} は企業 i の t 期における配当を、 $D_{it}^* = TP_i \times E_{it}$ は企業 i の t 期における目標配当であり、 TP_i は企業 i が設定する目標配当性向を、 E_{it} は企業 i の t 期における利益を表わす。また、 $D_{it}^* = TP_i \times E_{it}$ を(1)式に代入すると、

$$\Delta D_{it} = D_{it} - D_{it-1} = \alpha + \beta_1 D_{it-1} + \beta_2^i E_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

となる。このとき、(1)式での配当の硬直性を表わす係数 γ は、(2)式では $-\beta_1$ となる。(2)式を推定する場合、 $\beta_2^i = \gamma TP_i$ が企業ごとに異なっているために、企業数だけの β_2^i を推定することになる。このとき、企業数が多くなると、推定が事実上困難になり、かつ、煩雑になる。一方、 $\beta_2^i = \beta_2$ for $i=1, 2, \dots, N$ とした場合では、モデル特定化の誤りにより、推定値にバイアスが生じる可能性が高い⁷⁾。

本論文では、配当の硬直性の程度を推定するに際し、以下の2段階の手続きに従って推定を行う。まず第1に、(1)式における目標配当からの乖離： $D_{it}^* - D_{it-1} \equiv Dev_{it} = TP_i \times E_{it} - D_{it-1}$ を計測する。具体的には、Leary and Michaely（2011）に従い、 TP_i の値として、各企業の標本期間で観測される実際の配当性向（＝配当総額/利益総額）の標本中央値を用いる。そのように計算された \widehat{Dev}_{it} を用いることで、以下の回帰式：

$$\Delta D_{it} = \alpha + \gamma \widehat{Dev}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

を推定する⁸⁾。(3)式を推定する際、 D_{it} 、 E_{it} として発行済み株式数で基準化された指標を用いる。また、利益の指標として、①営業損益総額＋減価償却費、②当期利益総額＋減価償却費、③当期利益総額の3種類を考慮し、その下で計算される \widehat{Dev}_{it} をDeviation_1 $_{it}$ 、Deviation_2 $_{it}$ 、Deviation_3 $_{it}$ とする。誤差項 ε_{it} に対して、固定効果モデルを想定する。また、時系列的な変動を制御するために、説明変数に年度ダミーを追加する。最後に、最小二乗推定法による推定結果だけでなく、同時性バイアスの可能性を制御した操作変数法による推定結果も提示する。

4 データ

本論文で取り扱う対象企業は、NEEDS-Financial Quest (NFQ) に収録されている「企業財務データ」、¹⁰⁾「企業属性」、および、金融データソリューションズ (KDS) が提供する「日経ポートフォリオマスター」に収録されている企業である。企業財務データについては、可能な限り多くの観測値を抽出するために、連結決算優先データ（連結決算財務データを第1優先とし、連結決算データを入手できなければ、個別決算データで代替する）を利用している。さらに、東京証券取引所1部あるいは2部に上場している企業で、特に、1990年度から2010年度までの21年間の内14年以上存続していた成熟企業に限定している。本論文のデータは、新たに上場した企業や途中で上場廃止になった企業も対象標本となっている点で、非バランスパネルデータ（但し、分析の対象期間は、1993年度から2010年度までの18年間）である。

加えて、上記で選択された企業の中には、計測期間を通じて一度も配当を実施しなかった企業が僅かながら存在する（24社、標本数としては350）。そのような企業は、ペイアウト自体に関心がない特殊な企業と考え、¹¹⁾ 予め対象標本から除いている。また、本論文は、財務諸表の構成が大きく異なる金融業、及び、政府からの規制を受けていると思われる公益業に属している企業を、¹²⁾ 予め対象標本から除いている。最後に、合併・統合等により決算月数が12ヵ月に満たない年度の観測値、欠損値をもつ観測値、異常値と判断される観測値は、¹³⁾ 分析対象から除外している。その結果、最終的に分析に用いられる観測値の数は、31,982である。

表1は、記述統計量を示している。標本期間全体に関する記述統計量だけでなく、前半期（1993年度－2002年度）と後半期（2003年度－2010年度）の各記述統計量と、産業と年度によって調整された平均に関する差の値とその t 統計量を提示している。加えて、¹⁴⁾ 2つの標本期間の違いを把握するために、いくつかの企業属性の変数も提示している。

後半期における1株当たり配当の差の平均は、前半期のそれと比較すると大きく、1株当たり配当の目標値からの乖離の平均は、後半期において絶対値の意味で大きい。他方、1株当たり配当の差額の標準偏差は、前半期において小さい一方、目標値からの乖離の標準偏差は前半期において大きい。その他の特徴として、株式市場の非流動性 (Ln (illiq))、企業の投資期間 (Time Horizon)、金融機関株式保有比率 (Financial Institutions)、株式リターンのボラティリティー (Share Return's Volatility)、トービンQ (Tobin Q)、配当プレミアム (Dividend Premium) の平均は、前半期において大きい。一方、外国人株式保有比率 (Foreign)、収益性 (Cash Flow / Total Assets) の平均は、後半期において大きい。

表 1 記述統計量

	全標本期間			前半期：1993年度－2002年度			後半期：2003年度－2010年度			差の検定：前半期－後半期		
	平均	中央値	標準偏差	平均	中央値	標準偏差	平均	中央値	標準偏差	差の大きさ	t-値	
ΔD	0.245	0.000	3.945	0.015	0.000	3.158	0.540	0.000	4.754	-0.527	-11.32 ***	
Deviation_1	-1.360	-0.081	8.542	-0.574	-0.060	7.650	-2.372	-0.117	9.472	1.791	18.23 ***	
Deviation_2	-0.799	0.000	25.195	0.097	0.000	32.676	-1.950	-0.019	8.699	2.054	8.24 ***	
Deviation_3	-2.112	-0.849	54.162	-1.428	-1.052	71.394	-2.993	-0.471	12.225	1.538	2.90 ***	
Ln(liliq)	3.094	3.390	2.379	3.523	3.815	2.141	2.542	2.686	2.550	0.996	38.25 ***	
Time Horizon	3.904	3.550	2.043	4.960	4.684	1.977	2.547	2.326	1.111	2.413	140.22 ***	
Foreign	0.074	0.036	0.095	0.056	0.024	0.077	0.098	0.057	0.111	-0.043	-40.08 ***	
Financial Institutions	0.269	0.253	0.144	0.294	0.278	0.151	0.238	0.224	0.128	0.056	36.85 ***	
Share Return's Volatility	0.410	0.383	0.158	0.433	0.408	0.157	0.382	0.350	0.155	0.051	28.62 ***	
Tobin Q	1.138	1.024	0.594	1.185	1.062	0.641	1.076	0.980	0.522	0.109	17.02 ***	
Cash Flow / Total Assets	0.076	0.070	0.055	0.074	0.068	0.049	0.078	0.074	0.061	-0.005	-7.80 ***	
Dividend Premium	0.082	0.068	0.104	0.107	0.105	0.103	0.049	0.032	0.097	0.060	98.92 ***	
観測値		31,982			17,993			13,989				

注： ΔD は本年度と前年度における1株当たり配当の差額を表わす。Deviation_1, Deviation_2, Deviation_3 は、本年度の目標1株当たり配当（配当性向×利益）から前年度の1株当たり配当の乖離を表わす。ここで、配当性向および利益は、①営業損益総額＋減価償却費、②当期利益総額＋減価償却費、③当期利益総額の3種類のケースを考えている。Ln(liliq) は、Amihud (2002) によって提唱されている手法を用いて計算された各企業の非流動性指標の対数値を表わす。Time Horizon は、Uno and Kamiyama (2010) に従って、計算された各企業の投資期間の長さを表わす。Foreign あるいは Financial Institutions は、発行済み株式数に占める外国人株主が保有する株式数あるいは金融機関株主が保有する株式数の比率を表わす。Share Return's Volatility は、当該年度における各企業の株式リターン標準偏差を表わす。Tobin Q は、総資産における時価簿価比率を表わす。Cash Flow / Total Assets は、総資産に対する経常利益＋支払利息等＋減価償却費を表わす。Dividend Premium は、Baker and Wurgler (2004) に従って計算される配当プレミアム（業種別かつ単純平均）である。差の大きさは、業種および年度を考慮したうえでの平均の差を表わす。***, **, * は、1%, 5%, 10%水準で有意であることを表わす。

5 推定結果

表2は、最小二乗推定法による推定結果を表わしている。構造変化が観察されるまでの前半期（1993年度－2002年度）と後半期（2003年度－2010年度）について、かつ、3つの利益指標の下で計算される乖離（Deviation_1, Deviation_2, Deviation_3）についての推定結果が提示されている。すでに述べたように、乖離の係数値は、配当の硬直性の程度を表わしており、推定値が小さいことは、企業の採用する配当政策が硬直的であることを意味している。表2の推定結果をみる限り、3種類のいずれの指標を用いても、前半期の推定値は、後半期のそれよりも小さい。減価償却費を含む利益指標の下で計測される Deviation_1, Deviation_2 の前半期の推定値は、後半期のそれと比較して約0.6倍であり、減価償却費を除く利益指標の下で計測される Deviation_3 のそれは、約0.5倍である。すなわち、資本市場志向の金融システムが確立しつつある後半期では、企業は配当を利益に対して柔軟的に対応させる政策を採用していることを示唆している。

表2 推定結果

	前半期： 1993－2002	後半期： 2003－2010	前半期： 1993－2002	後半期： 2003－2010	前半期： 1993－2002	後半期： 2003－2010
Deviation_1	0.205 *** (0.010)	0.344 *** (0.013)				
Deviation_2			0.250 *** (0.014)	0.411 *** (0.016)		
Deviation_3					0.137 *** (0.008)	0.262 *** (0.010)
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
調整済みR	0.224	0.384	0.232	0.408	0.188	0.359
企業数	1,913	1,909	1,913	1,909	1,913	1,909
観測値	17,993	13,989	17,993	13,989	17,993	13,989

注：推定方法は、固定効果を考慮した最小二乗推定法である。年度ダミー変数の推定値は省略している。括弧は、White による頑健的な標準偏差を表わす。***, **, * は、1%, 5%, 10%水準で有意であることを表わす。

表3は、乖離の値、暗黙裡に、利益指標と誤差項との間の相関を考慮した操作変数法による推定結果を示している。操作変数としては、過去1期、2期、3期の乖離、および、過去1期、2期、3期の業種別売上高を採用している。操作変数の妥当性－過小識別性（under identification）および過剰識別性（over identification）－を検証するために、表の下段には、Kleibergen-Paap rk LM 統計量、Hansen J 統計量が報告されている。また、Cragg-Donald Wald F 統計量は、弱操作変数（weak instruments）の可能性に関する検定統計量である。いずれの推定期間や変数を用いても、概ね推定モデルや操作変数の選択に関して問題なさそうである。

表3 推定結果

	前半期： 1993-2002	後半期： 2003-2010	前半期： 1993-2002	後半期： 2003-2010	前半期： 1993-2002	後半期： 2003-2010
Deviation_1	-0.009 (0.067)	0.335 *** (0.039)				
Deviation_2			-0.009 (0.064)	0.352 *** (0.040)		
Deviation_3					-0.006 (0.050)	0.261 *** (0.031)
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM statistic	56.57 ***	161.48 ***	85.08 ***	188.69 ***	55.71 ***	177.71 ***
Hansen J statistic	6.55	5.43	6.66	5.27	6.62	5.91
Cragg-Donald Wald F statistic	33.85 ***	104.70 ***	65.31 ***	129.70 ***	31.24 ***	105.89 ***
企業数	1,880	1,855	1,880	1,855	1,880	1,855
観測値	15,291	13,681	15,291	13,681	15,291	13,681

注：推定方法は、固定効果を考慮した操作変数法である。年度ダミー変数の推定値は省略している。操作変数として、過去1期、2期、3期の乖離、および、過去1期、2期、3期の業種別売上高を採用している。括弧は、Whiteによる頑健的な標準偏差を表わす。***, **, *は、1%, 5%, 10%水準で有意であることを表わす。Kleibergen-Paap rk LM統計量は、過小識別性を、Hansen J統計量は過剰識別性を、Cragg-Donald Wald F統計量は、弱操作変数を検証する統計量をそれぞれ表わす。

さて、表3の乖離に関する推定結果は、表2の推定結果と整合的であり、前半期の推定値は、後半期のそれらよりも一様に小さい。特に、表3の後半期の推定値は、表2のそれと比較して、それほど大きな差異はみられず、推定値も統計的に有意である。しかしながら、表3の前半期の推定値は、表2のそれと比較すると、かなり小さな値、実際には、統計的に有意ではないが、マイナスの値を示している。これは、前半期において、誤差項と説明変数間で相関が生じていることを意味しており、それ故、表2では、同時性バイアスによって最小二乗法の推定値が過大評価されていることを示唆している。

6 む す び

本論文では、わが国のデータを用いて、配当政策の硬直性についての検証を行った。日本企業は、2000年代初頭に構造変化を経験したという前提の下で、標本期間を2つの時期（前期：1993年度-2002年度、後期：2003年度-2010年度）に分割して、配当政策の硬直性の程度を推定した。実証結果によれば、銀行中心的な金融システムから市場中心的な金融システムに向かう過渡期でもある2002年度までの前半期では、日本企業において配当の硬直性が観察されている。しかしながら、資本市場中心の金融システムがある程度確立した2003年度以降の後半期では、企業は利益に対して感応的な配当政策を実施している。

本論文の証左は、2003年度以降、Bhattacharya (1979) 等が主張する配当のシグナリング仮説が成立している可能性を示唆するものである。しかしながら、仮にシグナリング仮説が支持されるとしても、配当がどのような情報を投資家に伝達しているかについては、議論の

余地がある。例えば、表1が示すように、我々の標本によると、後半期の企業は、前半期のそれと比較すると、投資機会は低いが、収益性が高く、不確実性が低い企業である。これらの企業は、より成熟段階にある安定企業である。それ故、配当は将来の収益性を表わしているのではなく、企業が直面するリスクを表わしているかも知れない（例えば、Grullon, Michaely, and Swaminathan (2002)）。あるいは、投資家が、フリーキャッシュフロー問題を抑制させるために、企業に利益に対して感応的な配当を要求している事実を反映しているかもしれない（Jensen (1986)）。これらの識別性の問題は、今後の課題としたい。

注

* 本論文は、2011年3月から2012年8月までのブリテッシュコロンビア大学での在外研究において、中村政男先生（ブリテッシュコロンビア大学）とのディスカッションを通じて得られたところによるものが多く、ここに記して感謝を申し上げたい。本論文は、科学研究費若手研究B（課題番号：22730252，研究代表者・畠田敬）の成果の一部である。

- 1) その他の特徴として、(3) 米国の証券取引所に上場している企業で、かつ、配当を支払っている企業の比率は、低下傾向にある。特に、1980年代以降、初めてペイアウトを実施しようとする企業の多くは、配当金の支払いよりも自社株買いによるペイアウトである。(4) 米国では、個人投資家の株式保有比率が高い。従って、個人投資家が大半の配当金を受け取り、それ故、かなりの配当課税を支払っている。(5) 企業は配当金の支払いを平準化させている。他方、自社株買いの実施額は配当金の支払額よりも変動的である。(6) 市場は自社株買いの決定や増配・復配のアナウンスに対して好意的に反応(株価の上昇)する一方、減配・無配に対しては反対の反応を示す、等が挙げられる。
- 2) 1994年10月より自社株買いによるペイアウトが解禁されたにもかかわらず、金庫株として利用できるようになる2002年度まで、自社株買いによるペイアウトは積極的には活用されていなかった。
- 3) 例えば、Royama (2000) を参照。
- 4) 2003年度以降、配当・株式譲渡益課税の軽減税率の導入は、投資家による株式売買の取引費用の低下につながった。
- 5) 配当のシグナリングに関しては、Bhattacharya (1979), Guttman, Kadan, and Kandel (2010) 等を参照せよ。
- 6) 例えば、株式市場の流動性を捉えるために、東京証券取引所の1部および2部に上場している銘柄に対して、Amihud (2002) の非流動性指標の対数値を計測し、その年度平均の時系列的な推移をプロットしたところ、2003年度以降、株式市場の非流動性の程度は全体的に低下していることが観察される。さらに、Uno and Kamiyama (2010) に倣い、投資家タイプ別で計測された投資期間と企業の各投資家別の株主保有比率を用いて、各企業がもつ投資期間を計測し、その年度平均の時系列的な推移をプロットしたところ、国内金融機関の株式保有比率の低下、および、外国人の株式保有比率の上昇を反映して、企業がもつ投資期間は、2003年度まで低下して、それ以降大きな変動なく推移している。

- 7) 例えば, Leary and Michaely (2011) を参照せよ。
- 8) Leary and Michaely (2011) は, (3)式に基づいたモデル以外に, Lintner モデルに依存しないノンパラメトリックな手法を用いて, 配当の硬直性を計測している。
- 9) 但し, 株式の分割等による発行済み株式数の変化を調整するために, 本論文は, 発行済み株式数を金融データソリューションズ (KDS) が提供する「日経ポートフォリオマスター」に収録されている調整係数で除した「調整済みの発行済み株式数」を用いる。
- 10) いくつかの先行研究では, 配当政策に影響する企業側の要因として, 企業のライフサイクル段階の違いを指摘している。本研究は, そうした要因を制御するために, 存続期間を14年間に設定している。但し, 実際のところ, 存続期間が21年の企業であっても, あるいは, 12年, 10年以上の企業で分析を行っても, 以下で紹介する推定結果に大きな違いは存在しない。
- 11) Leary and Michaely (2011) も同様の処理を行っている。
- 12) 具体的には, 時価簿価比率の値が100を超える標本, 負債比率の値が1を超える標本, (1)式の推定で用いられる被説明変数の上限, 下限0.5%の値をもつ観測値を, 異常値と判断した。
- 13) 本論文のデータセットの特徴として, 現時点で存続している企業であっても1998年度以降に上場した企業, あるいは, 1990年以前に存続している企業で2003年度以前に消滅した企業は, 対象標本として含まれていない可能性があることを留意する必要がある。但し, 他の条件を一定にした下で, 成熟企業に限定した標本 (R-Set) と限定しない標本 (U-Set) で, 成熟企業に限定した標本のカバレッジレシオ (=R-Set に属する標本数/U-Set に属する標本数) の時系列推移をみた場合, 2004年度までカバレッジレシオは, 約0.85で推移しており, また, 2004年度以降において, カバレッジレシオは若干低下傾向を示している (2010年度では, その値は0.79である)。
- 14) 企業属性を表わす変数の定義については, 表1の注を参照せよ。

参 考 文 献

- Allen, F., and Michaely, R., 2003, "Payout Policy," in George M. Constantinides, Harris, M., and Stulz, R. M., eds.: *Handbook of Economics*, North Holland, Elsevier [加藤英明監訳『金融経済ハンドブック1』, 丸善, 367-457].
- Amihud, Y., 2002, "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects," *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.
- Baker, M., and Wurgler, J., 2004, "A Catering Theory of Dividends," *Journal of Finance* 59, 1125-1165.
- Bhattacharya, S., 1979, "Imperfect Information, Dividend Policy, and The Bird in the Hand Fallacy," *Bell Journal of Economics* 10, 259-70.
- Fama, E., and H. Blasiak., 1968, "Dividend Policy: an Empirical Analysis," *Journal of the American Statistical Association* 63, 1132-61.
- Grullon, G., Michaely, R., and Swaminathan, B., 2002, "Are Dividend Changes a Sign of Firm Maturity?," *Journal of Business* 75, 387-424.
- Guttman, I., Kadan, O., and Kandel, E., 2010, "Dividend Stickiness and Strategic Pooling," *Review of Financial Studies*, 23(12), 4455-4495.
- Hoshi, T., and Kashyap, A., 2001, *Corporate Financing and Governance in Japan*, Cambridge, MIT Press.
- Jensen, M. C., 1986, "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American*

- Economic Review*, 76 (2), 323-329.
- Leary, M. T., and Michaely, R., 2011, "Determinants of Dividend Smoothing: Empirical Evidence," *Review of Financial Studies* 24(10), 3197-3249.
- Lintner, J., 1956, "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review* 46 (2), 97-113.
- Nakamura, M., and Nakamura, A., 1985, "Rational Expectations and the Firm's Dividend Behavior," *Review of Economics and Statistics* 67, 606-615.
- Royama, S., 2000, "The Big Bang in Japanese Securities Markets," Hoshi, T., and Patrick, H. T., eds.: *Crisis and Change in the Japanese Financial System*, Kluwer, Springer [筒井義郎監訳『日本金融システムの危機と変貌』, 日本経済新聞社, 287-312].
- Uno, J., and Kamiyama, N., 2010, "Ownership Structure, Liquidity, and Firm Value," Unpublished manuscript, Waseda University.
- 畠田 敬, 2011, 「日本における自社株買いに伴う利益マネジメントおよび収益性の推移」, 『国民経済雑誌』 203(6), 67-84.