



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

わが国企業による株主還元策の決定要因：  
配当・自社株消却のインセンティブを巡る実証分析

上野陽一\*

[youichi.ueno@boj.or.jp](mailto:youichi.ueno@boj.or.jp)

馬場直彦\*\*

[naohiko.baba@boj.or.jp](mailto:naohiko.baba@boj.or.jp)

No.05-J-6  
2005年4月

日本銀行  
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

\* 日本銀行金融市場局 \*\* 日本銀行金融市場局兼金融研究所

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せください。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

わが国企業による株主還元策の決定要因：  
配当・自社株消却のインセンティブを巡る実証分析

上野陽一\* 馬場直彦\*\*

【要 旨】

近年、わが国企業の収益が好転し、有利子負債の圧縮に目処が立った後の資金使途として、配当や自社株消却による株主還元注目が集まってきている。本稿では、1990年代以降の東証1部上場企業による株主還元策の決定要因を、各企業の財務データを基に分析している。分析に用いたモデルは、動学的部分調整モデル、2項ロジット・モデル、ネスティッド・ロジット・モデルである。実証分析の主な結果は以下のとおりである。配当・総還元（配当と自社株消却の和）の最適性向は、フリー・キャッシュフロー仮説、ペッキング・オーダー仮説、成熟性仮説などの理論仮説とほぼ整合的に決定されている。株主還元策、特に配当政策には強い硬直性がある。収益力が向上する中で、有利子負債の返済を進めてきた規模の大きな企業ほど、自社株消却によって、機動的に株主還元を行っている。自社株価の動向も、配当・自社株消却の実施に影響を与えている。配当・総還元の減少と据置・増加の意思決定の間には階層構造が存在する。近年、配当・総還元を減少させることに対する企業経営者の抵抗感が軟化しつつある。1990年代以降、わが国企業の株主還元策は、徐々に、各企業の財務特性に基づいた水準に近づきつつある。

キーワード：株主還元、配当、自社株消却、動学的部分調整モデル、パネル・ロジット・モデル、ネスティッド・ロジット・モデル、フリー・キャッシュフロー、ペッキング・オーダー、シグナリング

\* 日本銀行金融市場局 E-mail : [youichi.ueno@boj.or.jp](mailto:youichi.ueno@boj.or.jp)

\*\* 日本銀行金融市場局兼金融研究所 E-mail : [naohiko.baba@boj.or.jp](mailto:naohiko.baba@boj.or.jp)

本稿の作成にあたり、日本銀行スタッフから数多くの有益な示唆を受けた。記して感謝したい。もちろん、有り得べき誤りは全て筆者達に帰するものである。また、本稿に記された意見・見解は筆者達個人のものであり、日本銀行および金融市場局の公式見解を示すものではない。

## 1. はじめに

本稿の目的は、1990年代以降の東証1部上場企業による株主還元策の決定要因を分析することにある。1990年代後半以降、わが国企業は有利子負債の圧縮を続けてきた。現在でも、マクロ・ベースでみる限り、この動きは継続している。もっとも、比較的格付けの高い企業の多くは、既に最適資本比率に向けた調整を終えている可能性が高いという指摘もある<sup>1</sup>。こうした過剰負債の調整を終えた企業は、有望な投資案件が存在する場合には、内部留保や借入などによって資金を調達して投資を実行することにより、企業価値を高めることが可能となる。しかし、有望な投資案件が存在しない場合には、フリー・キャッシュフローを配当もしくは自社株式の消却（以下、自社株消却）などにより株主に還元することが、株主利益に資することになる。

企業利益の株主還元状況についてアンケート調査を行った生命保険協会 [2004]によると、わが国企業の配当水準に対して、「満足していない<sup>2</sup>」と回答した投資家の割合は、2004年では6割弱となっている。また、望ましい配当方針に関する質問に対して、約7割の企業が「安定した配当の維持」と回答しているのに対して、約7割の投資家が「各期の業績に応じた配当の実施」と回答しているなど、企業・投資家間で配当方針に対するスタンスが大きく異なっていることがわかる。一方、自社株消却については、約7割の投資家が、自社株消却に期待するものとして、「余剰資金の株主への還元」と回答しており、投資家の多くが、自社株消却を配当と並ぶ重要な株主還元策のひとつとして位置付けていることがわかる。ただし、これらの議論は、基本的に黒字・増益企業を前提とした議論である点に留意が必要である。

わが国企業による株主還元策に関する先行研究例は、配当政策と自社株消却を独立に論じているものが大半である。まず、配当政策については、系列関係やガバナンス構造に焦点を当てたものが多い。例えば Dewenter and Warther [1998]は、1980年代から90年代初の東証1部上場企業200社弱を対象にした実証分析により、米国企業との対比で、わが国企業の、当期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が安定的であることの原因を、系列関係が持つエージェンシー・コスト<sup>3</sup>低減効果に見出している。具体的には、系列下にある企業では、株主・経営者間の関係が緊密であるため、情報の非対称性やそれに起因するエージェンシー・コストが小さい。従

---

<sup>1</sup> 西岡・馬場 [2004]などを参照のこと。

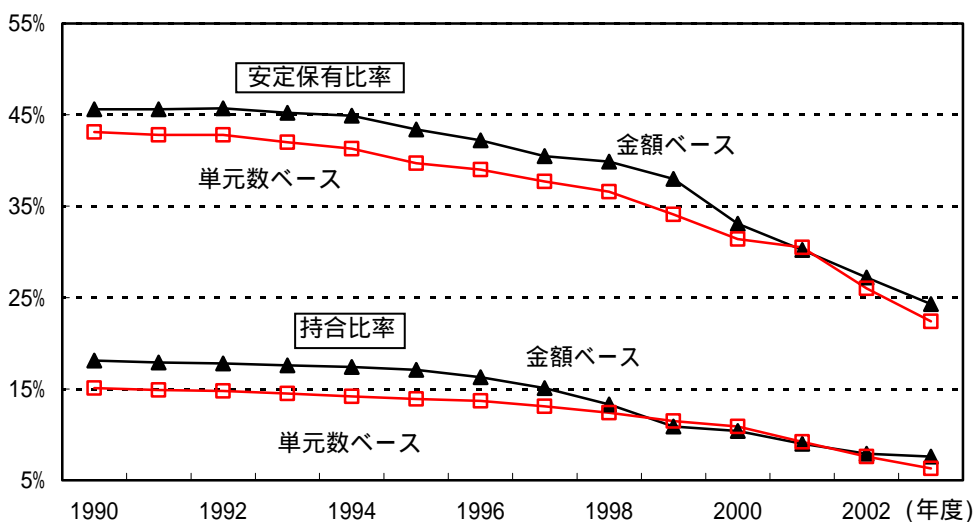
<sup>2</sup> 正確には、「満足できる企業はあまり多くない」との回答が53.2%、「満足できる企業はほとんどない」との回答が5.3%。

<sup>3</sup> エージェンシー・コストは、株主と経営者の間に生じる利益相反に付随するコストを指す広い概念である。例えば、株主・経営者間における情報の非対称性が高いほど、経営者が株主のためと称して自らの利益の最大化のために行動する蓋然性が高くなるため、エージェンシー・コストも高くなる。

って、系列企業の経営者には、配当政策を将来の収益力に関する情報伝達手段（シグナル）として用いる必要性がなく、実際の収益変動に応じて配当額を機動的に調整できるため、結果として配当性向は安定的に推移する<sup>4</sup>。

先行研究が示すように、1990年代前半までは、株式持合いなどを通じた系列関係は緊密であったことから、株主還元策にも無視できない影響を与えていたと考えられる。しかし、ニッセイ基礎研究所 [2004]によると、1990年代前半以降、株式持合い比率は大きく低下しており、系列関係も相当程度弱まってきていると推測される（図表1）。そのため、1990年代以降という期間は、従来、系列関係に大きく影響されてきたわが国企業の配当政策が、個々の企業の財務特性に基づいたものへと移行する過渡期として位置付けられるかもしれない。

図表1：株主持合い比率等の推移



- (注) 1. 安定保有比率とは、調査対象株式総量のうち、安定保有株式の割合。  
 2. 安定保有株式とは、持合株式、金融機関が保有する株式、事業会社が保有する金融機関株式、親会社などに関係会社として保有されている株式の割合を指す。  
 3. 調査対象株式総量は、金額ベースの場合、株式時価総額、単元数ベースの場合株主単元数。

(出所) ニッセイ基礎研究所「株式持ち合い状況調査 2003年度版」

<sup>4</sup> このほかの先行研究例としては、米澤・松浦 [2000]や松浦 [2001]などがある。これらの分析も、わが国特有のガバナンス構造に焦点を当てている。

一方、自社株消却については、わが国で制度的に可能となったのが、1990年代後半<sup>5</sup>ということもあり、実証分析例は事実上、広瀬・柳川・齋藤 [2003]に限られる<sup>6</sup>。広瀬・柳川・齋藤 [2003]は、イベント・スタディの手法を用い、自社株消却に関する取締役会決議、株主総会承認、公開買付などのイベントが生じた直後の株価の推移を分析している。その結果、自社株消却の動機は、消却が依拠する制度により異なることを明らかにしている。具体的には、1994年に施行された改正商法に依拠した株式消却は、機動性に欠けることから、フリー・キャッシュフロー仮説<sup>7</sup>に基づくものである一方、97年の株式消却手続特例法に依拠したものは、自社株価が割安と判断されたときに自社株式の消却を行うとするマーケット・タイミング仮説<sup>8</sup>に基づくものとしている。

本稿では、上記の先行研究例とは異なり、配当と自社株消却を、ともに株主還元策として位置付けたうえで、それぞれの還元手段を選択する企業サイドのインセンティブを、1990年代以降の継続的に連結ベースでの財務諸表を公表している東証1部上場約600社の財務データを用いて分析する。また、最適資本構成について分析を行った西岡・馬場 [2004]や、企業の資金調達方法の選択問題を扱った嶋谷・川井・馬場 [2005]は、有利子負債の圧縮状況や各資金調達方法の選択には、格付け毎に強い特徴があることを明らかにしている。配当や自社株消却による株主還元策の実施は、こうした企業金融面の動向と密接に関連している可能性が高い。そこで、本稿でも、格付け別の動向に注意を払って分析を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、わが国企業の配当政策・自社株式の消却状況をマクロ的な視点で観察する。第3節では、米国企業を中心とする先行研究例から配当政策・自社株消却の決定要因を整理する。第4節では、実証分析を行う。第5節では、結論を述べる。

---

<sup>5</sup> 制度的な変遷は、2節を参照のこと。

<sup>6</sup> 理論的な整理としては、砂川 [2002]などがある。

<sup>7</sup> フリー・キャッシュフロー仮説とは、適切な投資を行った後に残る余剰資金（フリー・キャッシュフロー）は、経営者の恣意的な行動インセンティブを高めるため、株主は利益還元を求めるとする仮説である。詳細は、3節を参照のこと。

<sup>8</sup> 広瀬・柳川・齋藤 [2003]では、シグナリング仮説と呼んでいる。本稿では、配当によるシグナリング仮説と区別するために、これをマーケット・タイミング仮説と呼んでいる。詳しくは、3節を参照のこと。

## 2. わが国企業の株主還元策の概要：マクロ・データからの接近

本節では、1990年代以降のわが国企業による配当・自社株消却の実施状況を、マクロ・データにより観察する（以下、すべて連結決算ベース）。まず、図表2は、法人企業統計<sup>9</sup>を用いて、各年度ごとの当期純利益の処分状況を示したものである。これによると、配当総額はほぼ一定に保たれていることがわかる。このため、配当性向は、当期純利益の変動をすべて吸収するかたちで大きく変動している。特に、1998年度や2001年度などは、当期純利益が負にまで落ち込んでいるにもかかわらず、例年とほぼ同様の配当を行っているため、計算上、配当性向は大きな負の値をとってしまう。この傾向は、東証1部上場企業についても同様である（図表3）。当期純利益が大きく変動する中であっても、配当額を一定に保っている結果<sup>10</sup>、配当性向は大きな振れをもって推移している。また、1997年度以降、いくつかの制度変更を受けて<sup>11</sup>、自社株消却が行われていることも確認できる。ただし、配当額対比で見た場合、自社株消却額は依然として小さい。

一方、図表4(1)は、黒字企業の配当性向の日米比較である。これをみると、配当性向は一貫して米国企業の方が高い<sup>12</sup>。しかし、ここで注意が必要なのは、こうした比較が、黒字企業のみを対象に行われていることである。赤字企業を含む全企業ベースでは（図表4(2)）、むしろ日本企業の方が高い時期もみられる。赤字企業を含む全企業ベースでの配当性向と、全企業に占める赤字企業の比率（図表5）は、日米を問わず、概ね同様の推移を示していることから、赤字企業の存在が配当性向の推移に影響を与えている可能性が示唆される。さらに、赤字決算時における有配企業の割合も、日本の方が高い（図表6）。株式市場を中心に、わが国企業の配当性向が過少との見方も多いが、これらは基本的に、黒字企業の動向のみに依拠した議論と考えられる。わが国企業の配当政策を論じる際には、黒字企業は無論のこと、赤字企業の動向にも注意を払う必要がある。

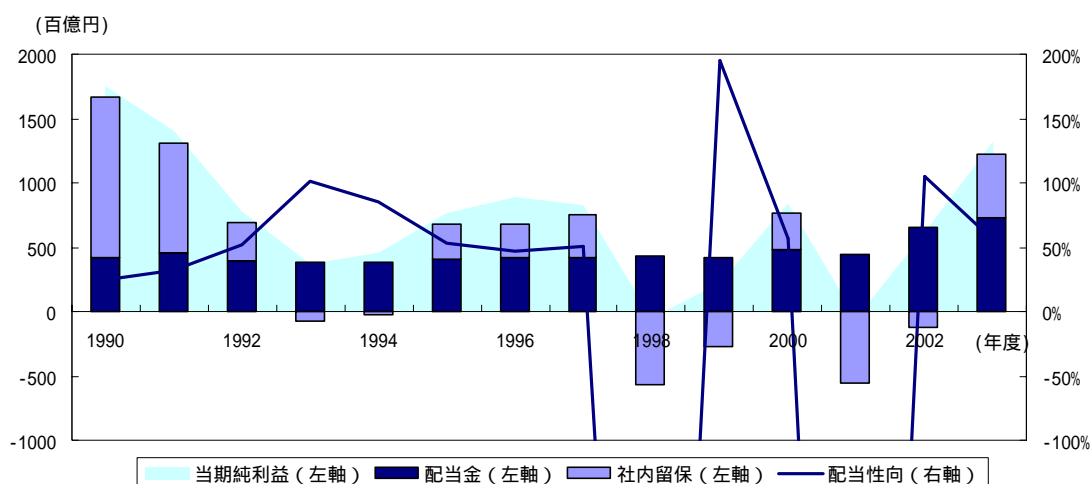
<sup>9</sup> 本稿で用いている年次別調査は、金融・保険業を除く営利法人を対象とした無作為抽出による標本調査である。あらゆる企業規模にわたって、わが国企業を広く網羅している。

<sup>10</sup> 図表3は、2003年度に東証1部に上場していた一般事業法人を基準に、過去に遡及して算出しているため、各年度ごとに企業数が異なる。そのため、総資産額でスケールアップしている。

<sup>11</sup> わが国では、1994年の商法改正、95年の租税特別措置法改正によるみなし配当課税の凍結により、企業が消却目的のために自社株式を買い入れることが可能となった。その後、97年に株式消却手続特例法が施行され、2001年には商法が改正されて、目的の制限なしに自社株式を取得・保有することが可能となり（いわゆる金庫株の解禁）、制度面での自由度が高まった。生命保険協会 [2004]のアンケート調査によると、2001年10月の金庫株解禁以降、自社株式の取得を行った企業は、5割強に上っている。

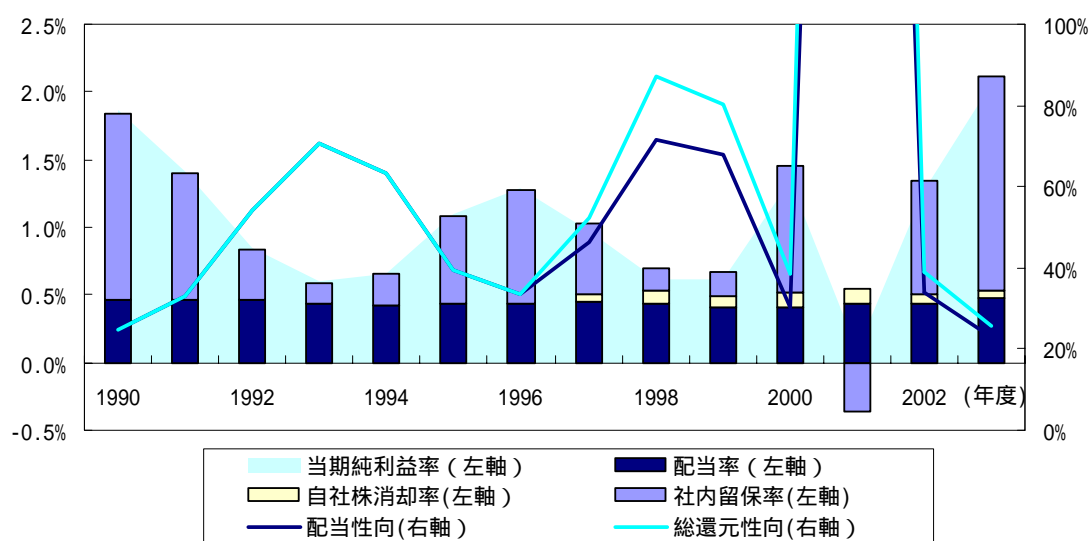
<sup>12</sup> 生命保険協会 [2004]では、図表4(1)と同様のベースで、黒字企業の配当性向のみを報告している。

図表 2：法人企業統計からみた当期純利益の処分状況



(注) 1. 1998 年度、2001 年度には、配当性向が -100%を超過していたため、計数は省略している(それぞれ-821%、-965%)。  
 2. 社内留保の定義は、社内留保 = 当期純利益 - 配当金。  
 (出所) 財務省「法人企業統計年次別調査」

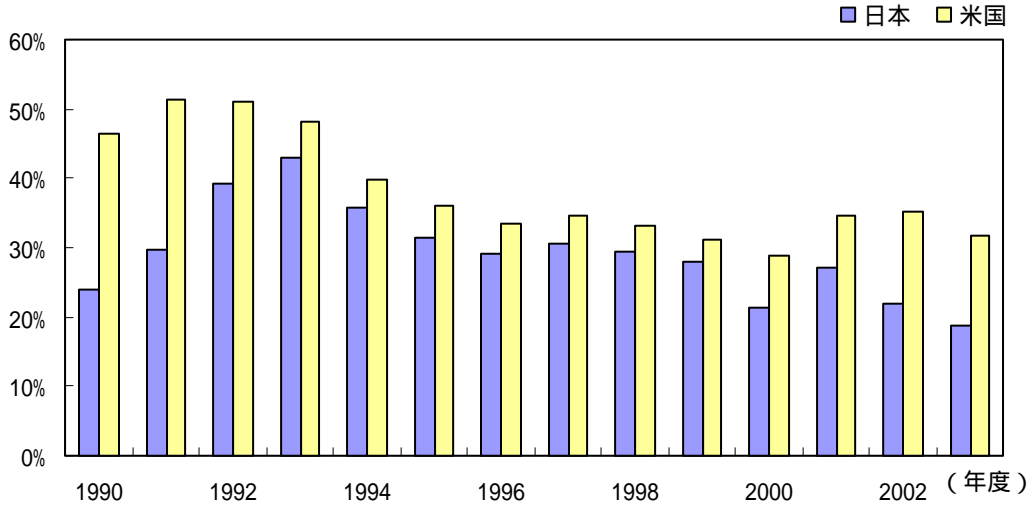
図表 3：東証 1 部上場企業の当期純利益の処分状況と配当性向



(注) 1. 2001 年度には、配当性向、総還元性向ともに 100%を超過していたため、計数は省略している(それぞれ 493%、621%)。  
 2. 当期純利益率、配当率、自社株消却率、内部留保率は、総資産に対する比率。社内留保の定義は、社内留保 = 当期純利益 - 配当金。  
 (出所) 東証 1 部上場企業(一般事業法人) 有価証券報告書(連結決算ベース)

図表4：日米企業の配当性向の比較

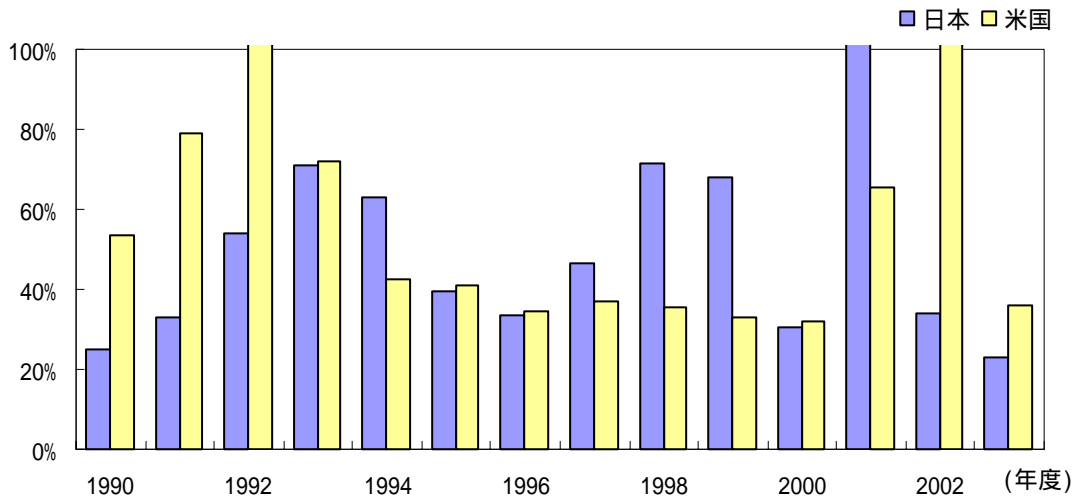
(1) 黒字企業のみ



(注) 対象企業は、日本が東証1部上場企業(一般事業法人)、米国がS&P500構成企業(銀行、保険、証券会社の3業種を除く) <連結決算ベース>。ともに、1990年度から2003年度まで継続してデータ取得可能な企業。

(出所) 東証1部上場企業(一般事業法人) 有価証券報告書、Bloomberg

(2) 全企業(赤字企業を含む)



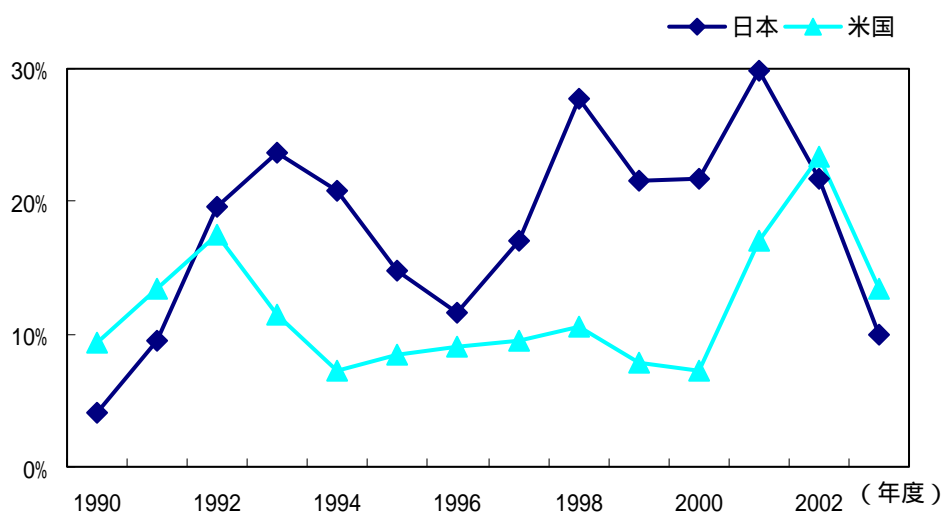
(注) 1. 対象企業は、日本が東証1部上場企業(一般事業法人)、米国がS&P500構成企業(銀行、保険、証券会社の3業種を除く) <連結決算ベース>。ともに、1990年度から2003年度まで継続してデータ取得可能な企業。

2. 100%を超過している計数は省略している。

(出所) 東証1部上場企業(一般事業法人) 有価証券報告書、Bloomberg

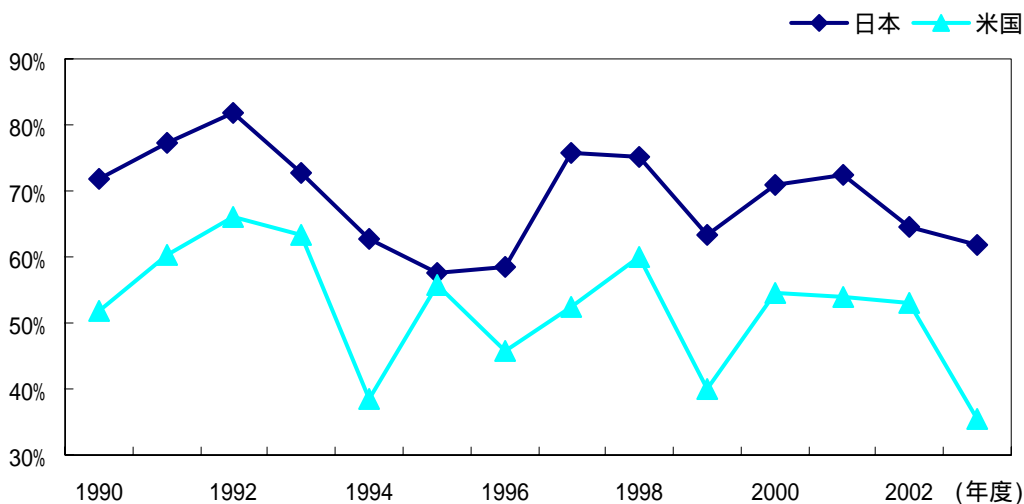


**図表5：日米企業の全企業に占める赤字企業比率**



(注) 対象企業は、日本が東証1部上場企業(一般事業法人) 米国が S&P500 構成企業(銀行、保険、証券会社の3業種を除く) <連結決算ベース>。  
 ともに、1990年度から2003年度まで継続的にデータ取得可能な企業。  
 (出所) 東証1部上場企業(一般事業法人) 有価証券報告書、Bloomberg

**図表6：日米企業の赤字企業に占める有配企業比率**



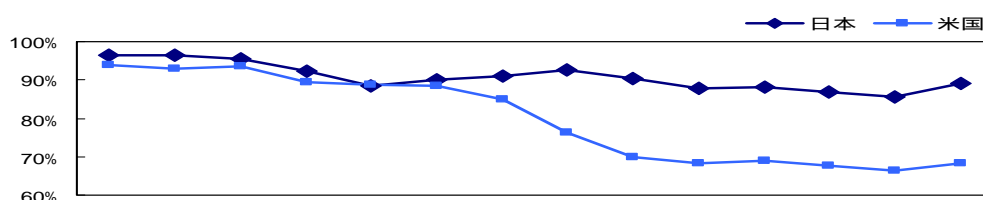
(注) 対象企業は、日本が東証1部上場企業(一般事業法人) 米国が S&P500 構成企業(銀行、保険、証券会社の3業種を除く) <連結決算ベース>。  
 ともに、1990年度から2003年度まで継続的にデータ取得可能な企業。  
 (出所) 東証1部上場企業(一般事業法人) 有価証券報告書、Bloomberg

### 3. 株主還元策を巡る理論仮説の整理

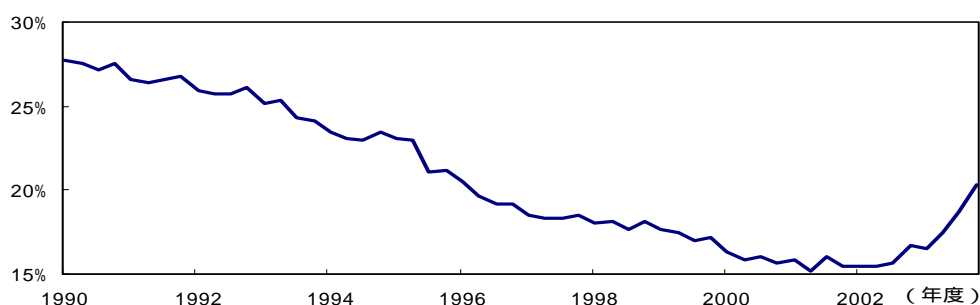
本節では、米国企業による株主還元策を巡る議論の整理を通じて、4節で検証する理論仮説を提示する。米国では、1980年代前半までは、4割程度の企業が配当を実施していたが、80年代半ばから90年代にかけてその割合は急減し、2001年には、15%程度にまで達した(図表7(2))。しかし、その後再び上昇に転じ、2004年には2割程度まで回復している。このように、米国では、配当政策が一度減退(disappearing)<sup>13</sup>したのち、回復(reappearing)<sup>14</sup>したが、この要因を説明するために様々な仮説が提示されてきた。以下に、その中でも重要なものを示す。なお、本稿の分析対象は、配当と自社株消却であるため、自社株を取得した後、いわゆる金庫株として保有し続けるものについては取り扱わない<sup>15</sup>。

図表7：有配企業比率

#### (1) 上場企業の日米比較



#### (2) 米国全規模企業



- (注) 1.(1)の対象企業は、日本が東証1部上場企業(一般事業法人)米国がS&P500構成企業(銀行、保険、証券会社の3業種を除く)〈連結決算ベース〉。ともに、1990年度から2003年度まで継続的にデータ取得可能な企業。
- 2.(2)の対象企業は、金融、公益(電力等)を除く、全企業規模ベース(四半期)。
- (出所)東証1部上場企業(一般事業法人)有価証券報告書、Bloomberg、Julio and Ikenberry [2004]

<sup>13</sup> Fama and French [2001]などを参照のこと。

<sup>14</sup> Julio and Ikenberry [2004]は、この間の米国企業の株主還元策についてサーベイを行っている。

<sup>15</sup> 金庫株は、例えば、将来ストック・オプションの権利が行使されたときのコストを確定するといった動機から取得される。米国企業に関して、ストック・オプションと自社株取得の関係性を分析したものとしては、Weisbenner [1998]などがある。

### 3.1 完全市場下における株主還元策：MM命題<sup>16</sup>

議論の出発点として、法人税や倒産可能性、投資家・経営者間における情報の非対称性などが存在しない完全市場を考える。完全市場下において、投資政策が配当など株主還元策と独立に決定される場合には、株主還元策の実施は、当該企業の将来の収益力とは無関係であるため、企業価値には影響を与えない。具体的には、例えば企業が配当により株主還元を行う場合には、配当により生じる資金不足は、新株発行によって満たされることになる。既存株主の立場からみると、新株発行は、一株あたり株主価値の希薄化を意味する。結局、配当の増加分と希薄化される株主価値が相殺されてしまうために、当該企業の株主としての利益額は変化しない<sup>17</sup>。

株主還元策を実行する意義は、MM 命題における市場の完全性の仮定を緩めることにより生まれる。以下では、その中でも代表的な仮説を取り上げる。

### 3.2 株主還元策に関する理論仮説

#### (1) フリー・キャッシュフロー仮説

配当などの株主還元策を、企業経営者を規律付けるための手段として位置付けるのが、Jensen [1986]、Easterbrook [1984]などによるフリー・キャッシュフロー仮説である。手許にフリー・キャッシュフローを潤沢に保有する企業経営者には、自らの裁量で、必ずしも企業価値を高めない投資案件を実行したり、必要以上に福利厚生施設などに対する支出を増やす傾向がある。そこで、株主は、フリー・キャッシュフローを配当などの株主還元策に充てるようにコミットさせることによって、上記のようなエージェンシー・コストを抑制するインセンティブを持つ<sup>18</sup>。従って、この仮説に従うと、フリー・キャッシュフローを潤沢に有する企業ほど、株主還元策を積極的に行うことになる<sup>19</sup>。

---

<sup>16</sup> 原典は、Modigliani and Miller [1961]に求められる。

<sup>17</sup> 換言すると、他の条件を一定にすれば、配当（自社株消却）の増加はキャピタル・ゲインの減少（増加）をもたらす（Black [1976]）。税制面では、配当支払い前の税引き前利益に法人税が課せられることに加え、投資家が得た配当所得にも課税されることから、配当は二重に課税されることになる。このため、企業が配当を行うインセンティブを説明することは困難と言われてきた（いわゆる dividend puzzle）。しかし、その後、米国では2003年の税制改革によって、配当の二重課税の問題はかなりの部分解消された。わが国でも、2003年度税制改正によって、個人投資家にとっての配当税率を10%（2003年度から2007年度までの時限措置）に引き下げることによって、二重課税の問題の解消を図っている。このように、配当に対する税制は、1990年代以降、大きく変遷していることに加え、投資家の所得によって課税額が異なる時期があるなど、複雑な体系となっていることなどから、本稿では分析対象とはしていない。

<sup>18</sup> さらにEasterbrook [1984]は、株主が企業経営者に配当の実施をコミットさせることによって、外部金融に対する依存度、すなわち市場規律に対するエクスポージャーを高める効果を指摘している。

<sup>19</sup> Nohel and Tarhan [1998]は、米国企業による自社株取得について、成長性の低い企業による自社株取得時の株価上昇効果が、フリー・キャッシュフロー仮説に基づくとしている。

## (2) ペッキング・オーダー仮説

企業の資金調達手段には、借入や増資、社債発行などによる外部金融と、内部留保による内部金融がある。ペッキング・オーダー（pecking order）仮説とは、これらの調達手段の利用にあたって、企業経営者は、使い易さの観点から優先順位を予め決めていて、その優先順位に従って利用可能額一杯まで利用し、それでも資金が不足する場合には、次の順位の調達手段を利用することを指す（Myers [1984]）。Myers and Majluf [1984]によると、企業経営者は資金調達源の間に、「内部留保」、「借入」、「社債」、「増資」の順に優先順位をつけている<sup>20</sup>。

ペッキング・オーダー仮説によると、企業経営者は内部留保に強い選好を有するため、社外流出となる配当などの株主還元策をそもそもなぜ行うのかという問いに、直接答えることができない。しかし、フリー・キャッシュフロー仮説など他の要因によって、企業が株主還元策を実施する決定を下した後であれば、配当額や自社株消却額に影響を与える可能性がある（Fama and French [2002]）。

具体的には、利益率が高く、有利子負債比率が低く、有望な投資案件が少ない企業ほど、配当や自社株消却などのかたちで株主還元を実行しやすい。これは、利益率が高い企業ほど、高水準の内部留保を有していることに加え、有利子負債比率が小さい企業ほど、内部留保と最も代替性の高い負債対比で潤沢な内部留保を有しているため、社外流出に対する抵抗感が小さいことに起因するものである。また、有望な投資案件が少ない企業ほど、必要とする内部留保水準が低いため、株主還元の余力があるとされている、さらに、将来の資金調達コストを勘案すると、利益変動の大きな企業ほど、将来有望な投資案件が現われたときの備えとして、配当や自社株消却による内部留保の社外流出を防ごうとする。

## (3) 成熟性仮説

創業して間もない企業には、概して有望な投資案件が多く、成長性が高い一方で、企業体としてのレピュテーションが確立していないことから、資本市場に対するアクセスに強い制約がある。これらの企業が時を経て成熟し、総資産規模も拡大してくると、（企業規模対比でみた場合の）成長機会は減少してくる。このように黎明期を脱し成熟期に近づいた企業ほど、株主還元に対して強いインセンティブを持つというのが、成熟性仮説である（Julio and Ikenberry [2004]ほか）。この仮説に従うと、成長機

---

<sup>20</sup> その理由として、内部留保は、経営者が最も自由に利用できるという点でエージェンシー・コストが最も低いこと、株式や社債を購入する投資家よりも貸出を行う銀行の方が、企業に関する情報に精通しているため、情報の非対称性にかかるコストが低いとみられること、新株発行や社債発行には、情報開示や直接的な発行費用が必要であること、などが挙げられている。

会が相対的に少なく、資本市場へのアクセスが容易な企業ほど、配当や自社株消却などのかたちで株主還元策を実施しやすい。Fama and French [2001]は、米国で1990年代に一貫して配当を行う企業の割合が減少した後、2001年以降上昇に転じていることの原因のひとつとして、1990年代にIPOを果たしたIT企業などが、黎明期を脱したことを挙げている<sup>21</sup>（前掲図表7(2)）。

#### (4) 倒産コスト仮説

財務危機（financial distress）や倒産は、企業に大きなコスト負担（以下、倒産コスト）を強いる。倒産コストには、倒産手続きなどに伴って生じる、法的・専門的なサービスに対する対価や事務コストなどの直接的なコストに加えて、倒産に至る過程で生じる、雇用者のモラルの低下や退職者の増加に伴う企業価値の低下、ブランド・イメージの低下などの間接的なコストがある<sup>22</sup>。このため、倒産確率の高い企業ほど、内部留保の確保を優先させるインセンティブが強く、配当や自社株消却などによる株主還元策の実施を控える傾向がある。

### 3.3 自社株消却に対して配当の選択を示唆する理論仮説

#### (5) 収益安定性仮説

収益安定性仮説とは、自社株消却は短期的な収益状況を、配当は長期安定的な収益状況を反映しやすいとするものである<sup>23</sup>。自社株消却は、買取プログラムを発表しても、実行しない企業も多く存在するなど、配当に比べて柔軟性が高いことが、この背景にある。Jagannathan et al.[2000]は、1985年から96年にかけて米国企業データを用いて実証分析を行った結果、営業外利益率に比べて安定的と考えられる営業利益率の高い企業ほど配当を優先して行う一方で、営業外利益率の高い企業ほど自社株消却を選好する傾向があると報告している。

---

<sup>21</sup> 例えば、それまで無配を保ってきたMicrosoftは、2003年に配当を開始し、2004年には特別配当も実施した。

<sup>22</sup> 倒産コストについては、Warner [1977]、Weiss [1984]、Altman [1984]、Angrade and Kaplan [1997]などを参照のこと。

<sup>23</sup> Lintner [1956]は、米国企業経営者とのインタビューにより、経営者は長期的かつ安定的な収益を基に配当を支払う傾向があるとともに、無配転落や減配に対して、強い抵抗感を有していること、従って、将来的に無配や減配をもたらしかねない、現時点での増配も好まず、安定的な配当政策を行う強いインセンティブを有していることを明らかにしている。

## (6) シグナリング仮説

シグナリング仮説とは、株主と企業経営者の間に情報の非対称性が存在する場合、企業経営者は、自社の収益状況に関するシグナリング効果を求めて配当を実施するというものである。企業経営者は、自社の株価が過小評価されているときに、配当を実施することによって、将来、安定的に収益を上げ続けることができるとのシグナルを株主に発することができる。収益安定性仮説で述べられているように、元来、配当は安定的な収益を基にして行われる傾向があることから、自社株消却よりも配当の方が、収益状況の安定性に関して強いシグナルを発することができると言われている。

## (7) ケイタリング仮説

株主の選好には、その時々で変化があり、ある時期に配当に対する選好が高まることがある。こうした株主の選好の変化に合わせて、企業経営者は配当を変化させるという仮説をケイタリング仮説 (catering theory) という。例えば、米国で 2003 年に、IT バブルの崩壊、Enron などの会計疑惑<sup>24</sup>が起これると、投資家は米国企業のガバナンスに対する信頼を失った。その結果、株主は、会計的な操作があり得る収益額の増減よりも、実際のキャッシュフローの裏付けが必要な現金配当に対する選好を強めたとの指摘がある。

ただし、なぜある特定の時期に株主が配当に対する選好を強めるかといった根源的な問題は分析対象から捨象されており、通常の経済学やファイナンスが想定している合理性とは一線を画している<sup>25</sup>。ケイタリング仮説の検証は、イベント・スタディによるものが多い。もし、株主が本当に配当に対する選好を強めているのであれば、企業が配当実施のアナウンスメントを行った直後に、当該企業の株価は市場対比で上昇することが予想される<sup>26</sup>。

---

<sup>24</sup> Enron 以外でも多くの企業が、この時期に過去最高の利益を計上した後、破綻に追い込まれている。

<sup>25</sup> このため、ケイタリング仮説は、行動ファイナンス (behavioral finance) として分類されることが多い。

<sup>26</sup> Baker and Wurgler [2002a]は、2001 年以降、米国で配当を実施する企業の数が増加していることの背景のひとつとしてケイタリング仮説を提示している。しかし、Julio and Ikenberry [2004]は、企業規模、創業年数などをコントロールしたうえでイベント・スタディを行った結果、ケイタリング仮説を棄却している。

### 3.4 配当に対して自社株消却の選択を示唆する理論仮説

#### (8) マーケット・タイミング仮説

株式市場で過小評価されている企業ほど、自社株消却を行う強いインセンティブを有するというのがマーケット・タイミング (market timing) 仮説である<sup>27</sup>。株主と企業経営者の間には、企業パフォーマンスに関して、無視できない情報の非対称性が存在しているため、自社の株価が市場で過小評価されていると感じている企業経営者は、自社株消却によって、市場に対しアナウンスメント効果を与えようとする。ただし、配当に関するシグナリング効果と異なり、長期安定的な将来の収益力に関する裏付けを必ずしも持たない、機会主義的 (opportunistic) な行動と認識されている。

Dann [1981]、Vermaelen [1981]、Ikenberry et al. [1995]は、米国企業に関してイベント・スタディを行った結果、自社株式買取のアナウンスメント後、株価は上昇する傾向があることを示している。また、Comment and Jarrel [1991]は、自社株式買取のアナウンスメント前に株式市場でパフォーマンスが悪かった企業ほど大きく株価が上昇しているとの結果を報告している<sup>28</sup>。

## 4 . 実証分析

### 4.1 実証分析方法

本稿での実証分析は、以下の3つのモデルに基づいて行われる。第1のモデルは、配当・総還元(配当と自社株消却の和)の最適性向に関する動学的部分調整モデル(以下、動学的調整モデル)である。これにより、各期ごとの配当・総還元の増減額は、各々の企業にとっての最適額に向けた調整の結果として定式化される。第2のモデルは、企業の配当・自社株消却・総還元を、各々「実施するか否か」という観点から意思決定問題を分析する、2項ロジット・モデル(binary logit model)である。そして、第3のモデルは、配当・総還元の「増加」、「据置」、「減少」という3つの選択対象間の意思決定において、階層構造が存在することを仮定したネスティッド・ロジット・モデル(nested logit model)である。これにより、企業経営者にとって配当や総還元を「減少させる」という選択対象が、他の「増加」、「据置」という2つの選択対象と独立した選択肢として意識されているか否かという点につき、分析を行うことができる。

---

<sup>27</sup> マーケット・タイミング仮説自体は、Baker and Wurglaer [2002b]によってもたらされた。彼らは、自社の株価が過大評価されているときに、機会主義的に増資を行う行動を、マーケット・タイミングと定義している。自社の株価が過小評価されているときに、自社株消却を行う行動はちょうど、増資のケースと対をなすケースであることから、本稿では、マーケット・タイミング仮説と呼んでいる。

<sup>28</sup> 広瀬・柳川・齊藤 [2003]は、同様の手法を用いて、1990年代以降、企業が自社株消却の決議を行った取締役会決議日の後、当該企業の株価は市場対比で上昇したと報告している。

### (1) 動学的調整モデルによる配当・総還元性向の分析

各企業には、各期ごとに最適配当性向が存在すると仮定する。この仮定の下では、企業  $i$  の  $t$  期における最適配当額  $D_{it}^*$  は、以下のように、税引き後利益  $P_{it}$  と最適配当性向  $PR_{it}^*$  の積となる。ここで、税引き後利益が負である企業の最適配当額はゼロとしている<sup>29</sup>。

$$D_{it}^* = P_{it} \times PR_{it}^* \quad (1)$$

企業  $i$  の  $t$  期における最適配当性向  $PR_{it}^*$  を以下のとおり、線形関数としてインプリシットに定式化する。

$$PR_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit}, \quad i = 1, \dots, I, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

$x_{kit}$  ( $k = 1, \dots, K$ ) は各企業の最適配当性向に影響を与える変数、 $\beta_k$  ( $k = 0, \dots, K$ ) は推計される各々のパラメータである。本稿では、Lintner [1956]、Fama and Babiak [1968]、Fama and French [2002]と同様に、最適配当額への調整は、当該期中には完全には行われれないとする部分調整モデルを仮定する。具体的には、企業  $i$  の  $t$  期の配当額  $D_{it}$  を以下のように定式化する<sup>30</sup>。

$$D_{it}/A_{it} - D_{it-1}/A_{it-1} = \lambda(D_{it}^*/A_{it} - D_{it-1}/A_{it-1}) \quad (3)$$

ここで、 $\lambda$  は最適配当額への調整の速さを示す調整係数、 $A_{it}$  は企業  $i$  の  $t$  期の総資産である。

(1) 式と (2) 式から、(3) 式を以下のように書き直すことができる。

$$D_{it}/A_{it} = \lambda\beta_0 P_{it}/A_{it} + \sum_{k=1}^K \lambda\beta_k x_{kit} P_{it}/A_{it} + (1-\lambda)D_{it-1}/A_{it-1} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ここで、 $\eta_i$  は企業  $i$  固有の定数項、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項を示す。(4) 式の右辺には、説明変数として被説明変数のラグが含まれているため、Blundell and Bond [1998]で提唱されたシステム一般化積率法 (system GMM) により推計した<sup>31</sup>。操作変数としては、説明

<sup>29</sup> 配当は、本来的には、税引き後利益を株主へと分配する手段と考えられることから、赤字企業の最適配当額をゼロとしている。従って、この定式化の下では、赤字企業による配当実施は、最適配当性向への調整が、部分的にしか行われれないことに起因することになる。

<sup>30</sup> ここでは、配当額自体ではなく、Fama and French [2002]と同様に、総資産（簿価）でスケールした配当額を用いて定式化している。

<sup>31</sup> 動学的パネル・データ分析における GMM を用いた推計としては、Arellano and Bond [1998]で提唱された方法も存在する。この方法では、(4) 式の 1 階の階差式に、操作変数として、説明変数などのラグを用いて GMM を適用する。しかし、Blundell and Bond [1998]は、この方法で得られた推計値は、(4) 式の  $\lambda$  がゼロに近い場合には、バイアスを有する可能性があることを示している。このバイアスを回避するため、Blundell and Bond [1998]は、(4) 式自体と (4) 式の 1 階の階差式を同時に推計するシステム GMM を提唱した。



変数と説明変数に含まれる財務指標（総資産、税引後利益、有利子負債比率など）の1期ラグと2期ラグ、説明変数の階差の1期ラグを使用した。

また、配当額だけでなく、総還元額（配当額 + 自社株消却額） $TP_{it}$  についても、(4)式と同様に以下のように定式化し推計を試みた。

$$TP_{it}/A_{it} = \lambda\alpha_0 P_{it}/A_{it} + \sum_{k=1}^K \lambda\alpha_k x_{kit} P_{it}/A_{it} + (1-\lambda)TP_{it-1}/A_{it-1} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

## (2) 2項ロジット・モデル

各企業が、それぞれの属性に基づいて、配当、自社株消却、総還元を、「実施するか否か」という意思決定<sup>32</sup>を分析するために、2項ロジット・モデルを用いる。モデルの概要は以下のとおりである。以下では、配当を例にとって説明するが、自社株消却・総還元でも同様である。

今、企業*i*が、*t*期において、配当を実施した場合( $y_{it}=1$ )の効用を $U_{it1}$ 、実施しない( $y_{it}=0$ )場合の効用を $U_{it0}$ とし、これらの効用の差を $y_{it}^*$ 、すなわち、

$$y_{it}^* = U_{it1} - U_{it0} \quad t=1, 2, \dots, T$$

と定義する。 $y_{it}^*$ を、変量効果(random effects)を考慮したパネル・ロジット・モデルとして、以下のとおり、説明変数によって観測可能な部分 $u_{ij}$ 、企業*i*に固有のランダムな効用 $\mu_i$ <sup>33</sup>、それ以外の確率的な部分 $\varepsilon_{ij}$ に分ける。

$$y_{it}^* = u_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

このとき、企業*i*は、相対的に大きな効用が得られるように、配当を実施するか否かを選択する。従って、企業*i*が配当を実施する場合には、

$$y_{it}^* = U_{it1} - U_{it0} > 0$$

が成立する。よって、企業*i*が、*t*期において、配当を実施する確率 $P(y_{it}=1)$ は、

$$P(y_{it}=1) = P(u_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} > 0)$$

として与えられる。ここで、企業*i*が、*t*期において、*m*種の属性ベクトル

$$\mathbf{x}_{it} \equiv (x_{it1}, x_{it2}, \dots, x_{itm})$$

を有し、配当の実施から得られる効用のうち、説明変数によって観測可能な部分 $u_{it}$ が、

<sup>32</sup> このほか、配当を、「増加させたか否か」という観点からも分析を行ったが、推計結果は、本稿で報告している「実施するか否か」の場合とほぼ同様であった。

<sup>33</sup>  $\mu_i$ は正規分布 $N(0, \sigma_\mu^2)$ に従うと仮定する。

$$u_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_m x_{itm} \equiv \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{it}$$

と線形関数で表現されると仮定する。パラメータ  $\beta_l$  は、企業  $i$  の  $l$  番目の属性が限界的に変化したときの、観測可能な部分の変化幅を示す。

以上の設定のもとで、確率的な部分  $\varepsilon_{it}$  (平均ゼロ、分散  $\sigma_\varepsilon^2$ ) が独立に、以下のロジスティック分布に従うと仮定する。

$$F(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}$$

このとき、企業  $i$  の  $t$  期における配当の実施・非実施の選択確率は、

$$P(y_{it} = 0) = \frac{1}{1 + \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{it})} \quad (7)$$

$$P(y_{it} = 1) = \frac{\exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{it})}{1 + \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{it})} \quad (8)$$

となる。従って、企業  $i$  の全サンプル期間における選択確率は、

$$P(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\exp(-\mu_i^2 / 2\sigma_\mu^2)}{\sqrt{2\pi}\sigma_\mu} \left\{ \prod_{t=1}^T P(y_{it} = j) \right\} d\mu_i \quad \text{for } j = 0, 1$$

となる。パラメータの推計は、各企業の選択行動が互いに独立との仮定の下で、以下の対数尤度を最大化するように行われる。

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln P(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})$$

このとき、限界効果  $\gamma_j$  ( $j = 0$  or  $1$ ) (marginal effect) は、

$$\gamma_j \equiv \frac{\partial P_j}{\partial \mathbf{x}_i} = \boldsymbol{\beta}' P_j [1 - P_j] \quad \text{for } j = 0, 1 \quad (9)$$

で与えられる。ここで、 $P_j \equiv P(y_{it} = j)$  である。なお、推計に際しては、パネル・ロジット・モデルと、企業ごとに固有なランダムな効用を考慮しない、通常の2項ロジット・モデル(プーリング・モデル)の相対的な優位性を検証するために、以下の

$$\rho \equiv \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2}$$

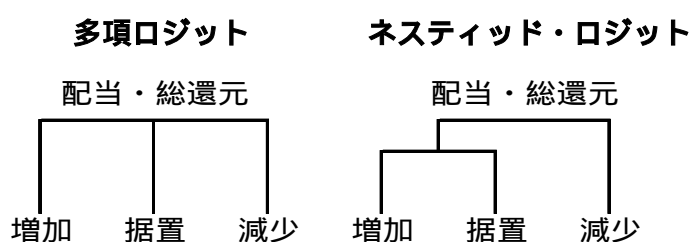
に関して、尤度比検定を行う。 $\rho$  は、推計式の全分散に対する、変量効果に起因する分散の比率であり、これがゼロであるという帰無仮説が棄却されなければ、プーリング・モデルが採択され、棄却されれば、パネル・ロジット・モデルが採択される。

### (3) ネスティッド・ロジット・モデル

上のケースでは、企業にとっての選択対象は2つと仮定していたが、実際にはより多くの選択対象があり得る。例えば、配当額や総還元額の変化に関する意思決定の場合には、少なくとも「増加」、「据置」、「減少」という3つの選択対象が考えられる。このような場合の意思決定問題の分析には、各選択対象を並列的に扱った多項ロジット・モデルが用いられることが多い。ただし、多項ロジット・モデルを用いるためには、任意の2つの選択対象の選択確率の比（オッズ比）が、他の選択対象の存在に影響されないというIIA（Independence of Irrelevant Alternatives）特性<sup>34</sup>が満たされている必要がある。以下ではまず、この特性が満たされる場合と満たされない場合の意思決定上の階層構造の相違を直観的に示す。

図表8は、上述の3つの選択対象が存在する場合に考えられる、意思決定上の階層構造の例を2つ示している。は3つの選択対象がそれぞれ独立で、階層構造が存在しない場合である。一方、では、選択対象はそれぞれ独立ではない。企業はまず、配当や総還元を、「減少させる」か否かの選択を行い、「減少させない」を選択した後に、「据置」か「増加」を決定するという階層構造を有している。

図表8：選択対象間の階層構造



こうした階層構造を考える理由は、配当や総還元を減少させることを、企業経営者がネガティブに捉えてきたとの指摘を検証するためである。この場合、企業経営者にとって、「減少」という選択対象の性質は、他の2つの選択対象とは大きく異なると考えられるため、上述のIIAが満たされなくなる可能性がある。こうした意思決定上の階層構造の有無を直接検定するために、本稿では多項ロジット・モデルではなく、以下に示すより一般的なネスティッド・ロジット・モデルを採用する<sup>35</sup>。

企業*i*が配当・総還元を「増加」させた場合( $y_i = 2$ )の効用を $U_{i2}$ 、「据置」いた( $y_i = 1$ )場合の効用を $U_{i1}$ 、「減少」させた( $y_i = 0$ )場合の効用を $U_{i0}$ とし、効用 $U_{ij}$ のうち、説明変数によって説明可能な効用を $u_{ij}$ 、それ以外の確率的な効用を $\varepsilon_{ij}$ 、すなわち、

<sup>34</sup> 多項ロジット・モデルではなく、標準正規分布を仮定した多項プロビット・モデルを用いれば、この問題は解決されるが、計算が煩雑となるため、実務的に使用が困難である。

<sup>35</sup> ネスティッド・モデルについての一般的な説明は、Train [2003]を参照のこと。また、以下の説明は、配当を例にとり行うが、総還元でも扱いが同様である。

$$U_{ij} = u_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

と定義する。このとき、企業  $i$  は、最も大きな効用が得られるように、配当・総還元  
の意思決定を行うため、企業  $i$  が意思決定  $j$  を選択する確率  $P(y_i = j)$  は、

$$P(y_i = j) = P\left(u_{ij} + \varepsilon_{ij} = \max_k \{u_{ik} + \varepsilon_{ik}\}\right)$$

として与えられる。ここで、企業  $i$  が  $m$  種の属性ベクトル

$$\mathbf{x}_i \equiv (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})$$

を有し、配当・総還元の「増加」・「据置」・「減少」から得られる効用のうち、説明変数  
によって説明可能な効用  $u_{ij}$  が、

$$u_{ij} = \beta_{j0} + \beta_{j1}x_{i1} + \beta_{j2}x_{i2} + \dots + \beta_{jm}x_{im} \equiv \boldsymbol{\beta}'_j \mathbf{x}_i$$

と線形関数で表現されると仮定する。

以上の設定のもとで、「増加」と「据置」の意思決定には類似性がある場合を考える。  
このとき、確率的な効用のうち「減少」の意思決定にかかる  $\varepsilon_{i0}$  は、以下のガンベルの  
タイプ I の極値分布に従う一方で、「増加」と「据置」にかかる  $\varepsilon_{i1}$ 、 $\varepsilon_{i2}$  は、以下のガン  
ベルのタイプ B の極値分布に従うと仮定する。

$$F(\varepsilon_{i0}) = \exp[-\exp(-\varepsilon_{i0})]$$

$$F(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}) = \exp\left[-(\exp(-\varepsilon_{i1}/\varphi) + \exp(-\varepsilon_{i2}/\varphi))^\varphi\right]$$

ここで、 $\varepsilon_{i0}$  と  $(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2})$  は独立であるが、 $\varepsilon_{i1}$  と  $\varepsilon_{i2}$  は独立ではない。 $\varphi$  は、確率  
的な効用  $\varepsilon_{i1}$ 、 $\varepsilon_{i2}$  間の独立性の程度を示す変数であり、大きいほど独立性が強い。 $\varphi = 1$   
のとき  $\varepsilon_{i1}$ 、 $\varepsilon_{i2}$  は完全に独立（無相関）となり、 $\varepsilon_{i1}$  と  $\varepsilon_{i2}$  のそれぞれの確率分布はガ  
ンベルのタイプ I の極値分布に一致する。言い換えると、 $1 - \varphi$  は確率的な効用  $\varepsilon_{i1}$ 、 $\varepsilon_{i2}$   
の相関の程度を示し、この値が大きいほど、強い階層構造を持つことになる。このと  
き、配当の「増加」、「据置」、「減少」それぞれの選択確率は、

$$P(y_i = 0) = \frac{\exp(\boldsymbol{\beta}'_0 \mathbf{x}_i)}{\exp(\boldsymbol{\beta}'_0 \mathbf{x}_i) + [\exp(\boldsymbol{\beta}'_1 \mathbf{x}_i/\varphi) + \exp(\boldsymbol{\beta}'_2 \mathbf{x}_i/\varphi)]^\varphi}$$

$$P(y_i = j) = \frac{\exp(\boldsymbol{\beta}'_j \mathbf{x}_i) [\exp(\boldsymbol{\beta}'_1 \mathbf{x}_i/\varphi) + \exp(\boldsymbol{\beta}'_2 \mathbf{x}_i/\varphi)]^{\varphi-1}}{\exp(\boldsymbol{\beta}'_0 \mathbf{x}_i) + [\exp(\boldsymbol{\beta}'_1 \mathbf{x}_i/\varphi) + \exp(\boldsymbol{\beta}'_2 \mathbf{x}_i/\varphi)]^\varphi} \quad \text{for } j=1, 2$$

となる。ここで、 $\boldsymbol{\beta}_0 = \mathbf{0}$  と基準化<sup>36</sup>することによって、一般性を失うことなく各パラ  
メータの水準が識別可能となる。このとき、

<sup>36</sup> 本稿では、「減少」にかかるパラメータの値をゼロと基準化した。

$$P(y_i = 0) = \frac{1}{1 + [\exp(\beta'_1 \mathbf{x}_i / \varphi) + \exp(\beta'_2 \mathbf{x}_i / \varphi)]^\varphi} \quad (10)$$

$$P(y_i = j) = \frac{\exp(\beta'_j \mathbf{x}_i / \varphi) [\exp(\beta'_1 \mathbf{x}_i / \varphi) + \exp(\beta'_2 \mathbf{x}_i / \varphi)]^{\varphi-1}}{1 + [\exp(\beta'_1 \mathbf{x}_i / \varphi) + \exp(\beta'_2 \mathbf{x}_i / \varphi)]^\varphi} \text{ for } j=1, 2 \quad (11)$$

となる。 $\varphi=1$ のとき、選択確率は多項ロジット・モデルに一致する。すなわち、多項ロジット・モデルは、ネスティッド・ロジット・モデルに $\varphi=1$ の制約を課したケースと理解できる。パラメータの推計は、各企業の選択行動が互いに独立との仮定のもとで、以下の対数尤度を最大化するように行われる。

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^3 d_{ij} \ln P(y_i = j)$$

ここで、 $d_{ij}$ は、企業 $i$ が配当に関して選択対象 $j$ を選択したときに1、それ以外の場合にゼロをとるダミー変数である。

仮説検定は、2段階にわたって行われる。まず、ネスティッド・ロジット・モデルが適切かどうか判断するため、 $\varphi=1$ を帰無仮説とした各種検定( $t$ 検定、尤度比検定、ワルド [Wald] 検定)を行う。この帰無仮説が棄却できないときには、ネスティッド・ロジット・モデルではなく、多項ロジット・モデルを用いて分析することが適当となる。このとき、配当の「増加」と「据置」の選択対象群と「減少」が、階層構造を有しているという仮説は棄却される。

次に、各説明変数に関する仮説検定は、パラメータの符号条件と統計的な有意性、および限界効果 $\gamma_j$ の組み合わせによって行う。 $\beta$ は、企業属性の限界的な変化により生じる、配当の「増加」、「据置」、「減少」の選択から得られる観測可能な効用の変化を示す。これに対し限界効果は、企業属性の限界的な変化が、配当の増加・据置・減少の選択確率に及ぼす程度を意味し、(10)、(11)式から以下のように求めることができる。

$$\gamma_0 = \frac{\partial P_0}{\partial \mathbf{x}_i} = -P_0 \left( \sum_{k=0}^2 P_k \beta_k \right) \quad (12)$$

$$\gamma_j = \frac{\partial P_j}{\partial \mathbf{x}_i} = P_j \left[ \frac{\beta_j}{\varphi} + \frac{(\varphi-1) \sum_{k=1}^2 \beta_k \exp(\beta'_k \mathbf{x}_k / \varphi)}{\varphi \sum_{k=0}^2 \exp(\beta'_k \mathbf{x}_k / \varphi)} - \sum_{k=0}^2 P_k \beta_k \right] \text{ for } j=1, 2 \quad (13)$$

ここで、 $P_j \equiv P(y_{it} = j)$ である。(12) (13)式から、ネスティッド・ロジット・モデルにおける限界効果は、推計された各々のパラメータの符号のみならず、異なる選択にかかるパラメータの符号とその水準にも影響を受けることがわかる。特に、ある企業属性にかかる、配当・総還元「増加」、「据置」、「減少」の選択に関するパラメータの符号が全て同じ場合には、効用の増加効果が小さな選択にかかる限界効果の符号は、推計されたパラメータの符号と逆になる可能性が高い。従って、限界効果 $\gamma_j$ と $\beta_j$ の符号は必ずしもすべて一致しない。 $\phi=1$ のとき、限界効果に関しても、ネスティッド・ロジット・モデルは、多項ロジット・モデルと一致する<sup>37</sup>。

## 4.2 変数選択・仮説検定・データ

### 4.2.1 被説明変数<sup>38</sup>

#### (1) 動学的調整モデル

(4)式で示されているように、動学的調整モデルの推計においては、当該年度の、配当額/総資産(簿価)もしくは、総還元額(=配当額+自社株消却額)/総資産(簿価)が、被説明変数となる。図表9(1)は、それぞれの変数の格付けごと<sup>39</sup>の推移を示している。これによると、配当額/総資産、総還元額/総資産ともに、A格以上の企業では、多少の振れを伴いつつも、ほぼ同水準で推移している一方、BBB格以下・格付なしの企業では、1990年代以降、一貫して低下傾向にある。

#### (2) 2項ロジット・モデル

当該年度に、配当、自社株消却、総還元を、それぞれ、「実施した(=1)」か「否か(=0)」が、被説明変数<sup>40</sup>となる。図表9(2)は、それぞれの株主還元策を実

<sup>37</sup> (12)式、(13)式は、 $\phi=1$ かつ $j=1$ のとき、2項ロジット・モデルの限界効果である(9)式に一致する。

<sup>38</sup> 分析対象企業577社の属性については、後述する。

<sup>39</sup> 格付けはR&I(格付投資情報センター)による。2003年度末のものを使用している。

<sup>40</sup> 自社株消却を実施した企業は、ほぼすべて配当も実施しているため、配当のみを実施した企業と自社株消却のみを実施した企業との間の属性の違いを判別することはできない。そこで、配当のみを実施した企業と、自社株消却を実施した企業(配当を実施した企業も含む)との間の属性の違いを判別することとした。従って、配当に関しては、1997年度以降は「配当のみを実施(=1)」を被説明変数としている。格付けごとの自社株消却の実施企業に占める配当・自社株消却の双方を実施した企業の比率は、以下の表を参照(分析対象企業から算出)。

	1997年度	1998年度	1999年度	2000年度	2001年度	2002年度	2003年度
A格以上	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
BBB格以下	100%	100%	94%	100%	100%	78%	93%
格付けなし	100%	97%	98%	97%	100%	94%	100%

施した企業の割合を格付け別にみたものである。これによると、制度変更により自社株消却が機動的に可能になった 1997 年度以降、配当のみを実施した企業の割合は、急速に低下していることがわかる。A 格以上の企業では、10%以上、BBB 格以下・格付けなしの企業では、97 年度から 99 年度にかけて 20%程度低下している。いずれも、97 年度以降、自社株消却を実施する企業が増加していることが背景にある。しかし、BBB 格以下・格付けなしの企業では、配当の実施そのものも低下している。

自社株消却については、97 年度以降、2000 年度前後にかけて、すべての格付けで大きく上昇した後、幾分低下し、近年では 10%近辺で推移している。最後に、配当と自社株消却を合わせた総還元をみると、A 格以上の企業では、配当のみ実施の低下を自社株消却が補うかたちで、ほぼすべての企業が、一貫して実施しているのに対して、BBB 格以下・格付けなしの企業では、低下傾向にある。

### (3) ネスティッド・ロジット・モデル

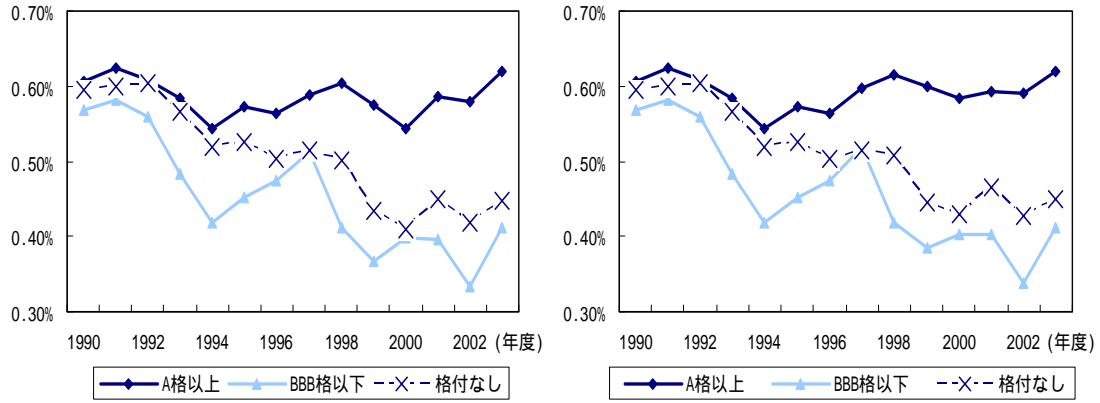
当該年度に、配当、もしくは、総還元を、それぞれ、「増加させた(=1)」、「据置いた(=2)」、「減少させた(=0)」が、被説明変数となる。図表 9(3)は、それぞれの選択を行った企業に占める割合の推移である。配当・総還元ともに、1990 年代以降、「増加」を選択した企業の割合は、低下傾向にある反面、「減少」を選択した企業の割合は 1990 年代後半から急速に上昇しており、近年ではその大小関係が 90 年代初と逆転している。一方、「据置」を選択した企業の割合は、90 年代前半に大きく上昇したものの、90 年代後半から大きく低下し、近年ではほぼ 90 年代初と同水準となっている。

図表9：被説明変数の格付け別推移

(1) 動学的調整モデル

配当額 / 総資産 (簿価)

総還元額 / 総資産 (簿価)

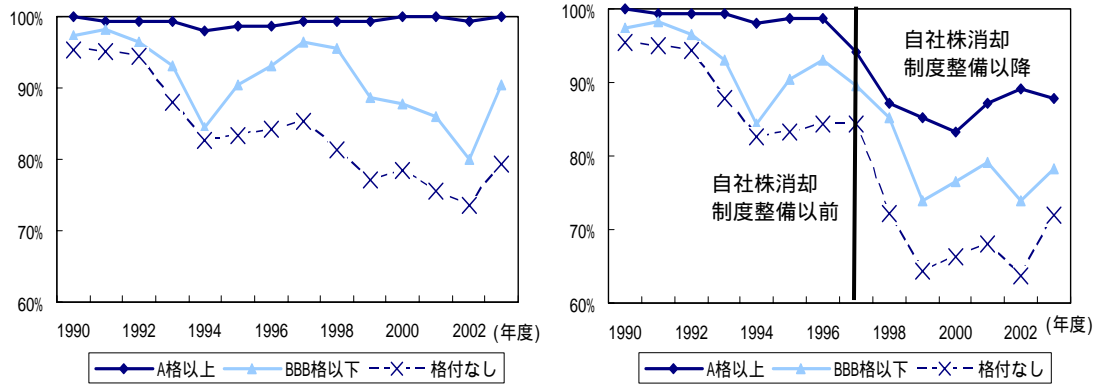


(注) 格付けは R&I による。数値はそれぞれの格付けの中位値を用いた。

(2) 2項ロジット・モデル

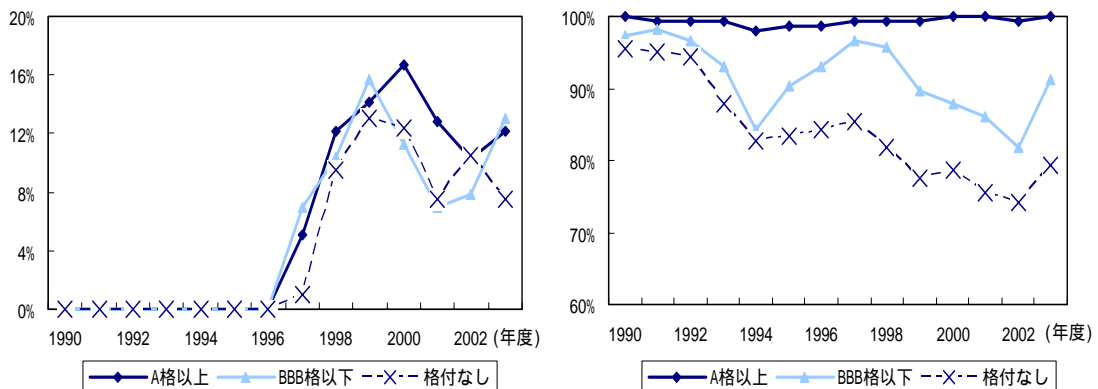
配当

配当のみ



自社株消却

総還元



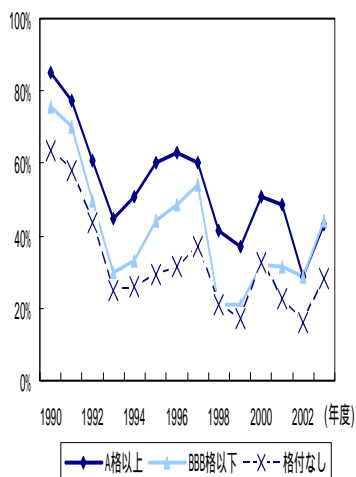
(注) 格付けは R&I による。



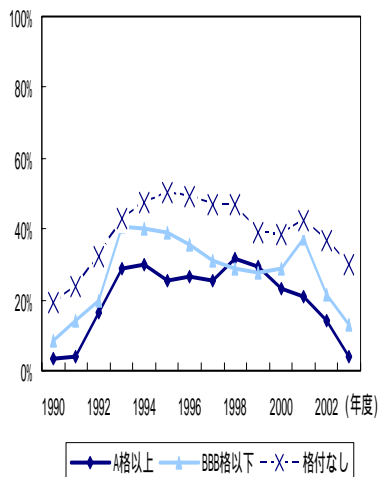
### (3) ネスティッド・ロジット・モデル

#### 配当

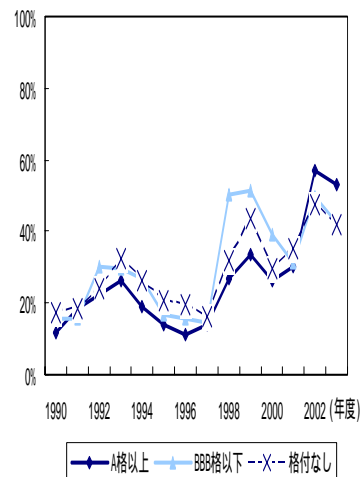
##### 増加



##### 据置

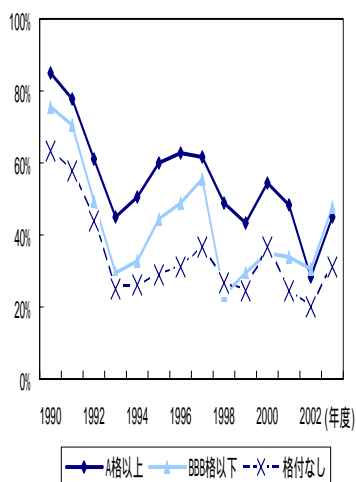


##### 減少

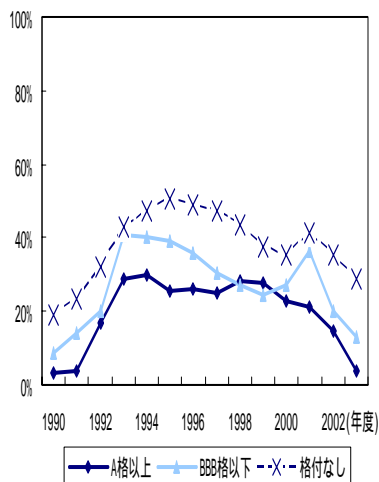


#### 総還元

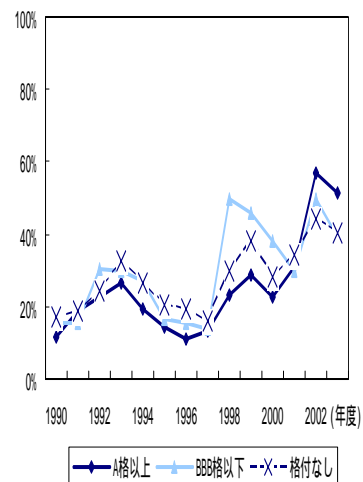
##### 増加



##### 据置



##### 減少



(注) 格付けはR&Iによる。

#### 4.2.2 説明変数<sup>41</sup>

##### (1) 総資産営業利益率：営業利益 / 総資産（簿価）

フリー・キャッシュフロー仮説によると、収益力の高い企業ほどフリー・キャッシュフローの蓄積が進むため、株主は企業経営者に対する規律付け強化のために、配当・自社株消却をとともに増加させるインセンティブを持つ。また、ペッキング・オーダー仮説によると、収益力の高い企業ほど内部留保が潤沢であることから、配当や自社株消却に資金を当てやすい。両仮説とも、営業利益率の上昇は、配当・自社株消却を行うインセンティブを高めるため、配当・自社株消却の符号条件は正となる。両仮説が示唆する符合条件が同一であることから、検定は、片側  $t$  検定により行われる。

##### (2) 営業利益の変動係数：標準偏差 / 平均の絶対値（算出期間は5年）

ペッキング・オーダー仮説によると、利益変動の大きな企業ほど、将来有望な投資案件が現われたときの備えとして、配当や自社株消却などによる内部留保の流出を防ごうとするため、符号条件はともに負となる。また、利益変動を企業価値変動の代理変数として捉える場合には、利益変動の大きな企業ほど、倒産確率が高くなるため<sup>42</sup>、倒産コスト仮説より、配当・自社株消却の符号条件はともに負となる。一方、収益安定性仮説によると、利益変動の大きな企業ほど、株主還元策として、配当よりも自社株消却を選好するため、符号条件は、総還元額自体には影響を与えないとの仮定の下で、配当では負、自社株消却では正となる。以上、配当の符号条件は一意に負に決まるが（片側  $t$  検定）、自社株消却の符号条件は、事前には決定されない。よって、自社株消却を巡る諸仮説の妥当性は、パラメータの両側  $t$  検定により判断される。

##### (3) 企業規模：総資産の対数値

成熟性仮説によると、企業規模が大きくなるにつれ、企業は安定期へと移行していくと考えられるため、配当・自社株消却にはともに正の効果をもたらす。また、ペッキング・オーダー仮説でも、規模の大きな企業ほど、資本市場へのアクセスが容易になり、内部留保に対する依存度も低下するため、配当・自社株消却に対してともに正に働く。さらに、倒産コスト仮説でも、規模の大きな企業ほど資産分散が進み、倒産確率が低いと考えられる<sup>43</sup>ことから、配当・自社株消却にとともに正の効果をもたらす。すべての仮説で示唆される符合条件が等しいため、検定は片側  $t$  検定で行われる。

<sup>41</sup> 以下では、財務特性を示す変数のみを説明変数としているが、系列関係などのガバナンス構造を示す変数を用いて、ガバナンス構造が株主還元策に与える影響を分析することも可能である。実際にそうした変数を説明変数として、実証分析を行ったが、有意な結果を得ることができなかった。その理由として、第1節で述べたように、わが国企業のガバナンスが大きく構造変化していることが考えられる。

<sup>42</sup> Merton [1974]による。

<sup>43</sup> Rajan and Zingales [1995]などの解釈による。

#### (4) 総資産成長率

総資産成長率は、現時点における投資機会（成長性）と収益力の代理変数の2つの意味を持っている。前者の代理変数として捉えた場合には、成熟性仮説より、配当・自社株消却にはともに負の効果をもつ。一方、後者の代理変数として捉えた場合には、収益力の高い企業ほど内部留保を潤沢に保有していると考えられるため、ペッキング・オーダー仮説より、配当・自社株消却にはともに正の効果をもつ。両仮説の相対的な妥当性は、両側  $t$  検定により判断される。

#### (5) 総資産の時価・簿価比率

総資産の時価・簿価比率は、当該企業にとっての、将来的な投資機会（成長性）と収益力<sup>44</sup>、さらには自社株価のバリュエーション指標の、3つの代理変数としての意味を持っている。将来的な投資機会の代理変数として捉えた場合には、成熟性仮説より、配当・自社株消却にはともに負に働く。一方、将来の収益力の代理変数として捉えた場合には、ペッキング・オーダー仮説より、配当・自社株消却にはともに正の効果をもつ。最後に、自社株価のバリュエーション指標として捉えた場合には、総資産の時価・簿価比率が高い企業ほど、自社株価が過大評価されている可能性が高いため、シグナリング仮説に基づくと、配当に対して正、自社株消却に対して負の効果をもつ<sup>45</sup>。一方、マーケット・タイミング仮説に基づくと、逆に配当に対して負、自社株消却に対して正の効果をもつ。それぞれの仮説の妥当性は、配当・自社株消却ともに、両側  $t$  検定により検証される。

#### (6) 有利子負債比率（有利子負債 / 自己資本）

ペッキング・オーダー仮説によると、有利子負債比率の高い企業ほど、内部留保を積み増すインセンティブを有することから、配当・自社株消却に対して、ともに負の効果をもつ。また、有利子負債比率を、企業の信用力の代理変数として捉える場合にも、倒産コスト仮説より、有利子負債比率の高い企業ほど、配当・自社株消却を実施するインセンティブは弱くなる。さらに、有利子負債比率の高い企業ほど、利子支払いによってフリー・キャッシュフローは減少するため、フリー・キャッシュフロー仮説に基づくと、配当・自社株消却には負に寄与する。このように、3仮説いずれも配当・自社株消却ともに負に作用することから、検定は片側  $t$  検定で行われる。

<sup>44</sup> Fama and French [2002]による解釈。

<sup>45</sup> 総還元額自体には影響を与えないとの前提に基づく。

## (7) 相対株価変化率（前年比）：株価変化率 - TOPIX 変化率

相対株価変化率は、市場全体（TOPIX）対比でみた場合の自社株価の超過収益率である。マーケット・タイミング仮説によると、相対株価変化率の高い企業ほど、自社株消却（配当）に対して弱い（強い）インセンティブを有する。また、シグナリング仮説によると、市場対比で自社株価が割安に放置されていると感じている企業経営者は、自社株消却ではなく配当によって、将来的に安定的な収益を上げることができるとのシグナリングを発するインセンティブを持つ。それぞれの仮説の相対的な妥当性は、両側<sup>1</sup>検定により判断される。

図表 10 は、前節で説明した理論仮説と説明変数の関係を示している。本稿では、企業のファンダメンタルな財務特性に基づく株主還元策に対するインセンティブを分析することを意図しているため、専らイベント・スタディによって検証が行われるケイタリング仮説は分析の対象外とした。

**図表 10：株主還元策に関する理論仮説と説明変数**

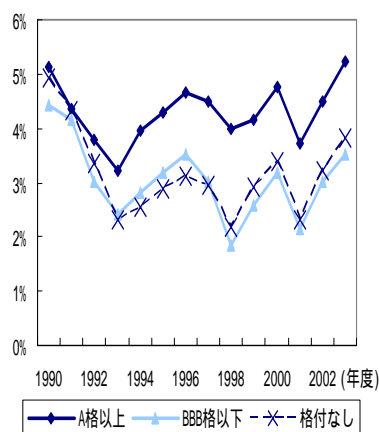
（左 / 右は、配当 / 自社株消却に対する効果）

株主還元策に関する理論仮説	総資産 営業利益率	営業利益の 変動係数	企業規模	総資産 成長率	総資産の 時価・簿価 比率	有利子負債 比率	相対株価 変化率
(1)フリー・キャッシュフロー仮説	+ +					- -	
(2)ペッキング・オーダー仮説	+ +	- -	+ +	+ +	+ +	- -	
(3)成熟性仮説			+ +	- -	- -		
(4)倒産コスト仮説		- -	+ +			- -	
(5)収益安定性仮説		- +					
(6)シグナリング仮説					- +		- +
(7)ケイタリング仮説							
(8)マーケットタイミング仮説					+ -		+ -
トータル効果	+ +	- ±	+ +	± ±	± ±	- -	± ±

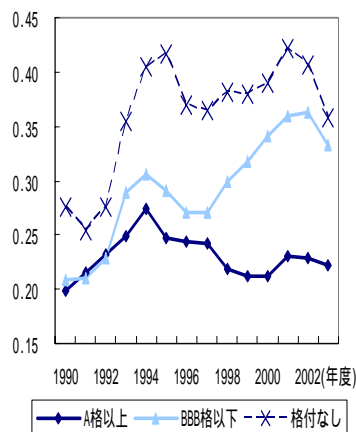
図表 11 は、説明変数の格付けごとの推移を示している。格付けを問わず、総資産営業利益率は 2000 年度以降上昇しており、近年では 1990 年代初と同等かそれ以上の水準にある。営業利益の変動係数は、格付け間で大きなバラツキがある。A 格以上の企業では、90 年代半から一貫して低下傾向にある一方、BBB 格や格付けなしの企業では、90 年代初から大きく上昇している。総資産成長率と企業規模は、格付けごとに水準こそ異なるものの、ほぼ同様の推移を辿っている。有利子負債比率は、格付けを問わず一貫して低下傾向にあるが、A 格以上の企業で低下幅が大きい。総資産の時価・簿価比率は、90 年代半までは格付けを問わず、水準・推移ともにほぼ同様であったが、90 年代半から 2000 年代初にかけて、BBB 格以下と格付けなしの企業の低下が目立っている。最後に、相対株価変化率は格付けを問わず、ほぼ同様の推移を辿っている。

図表 1 1 : 各説明変数の格付け別の推移

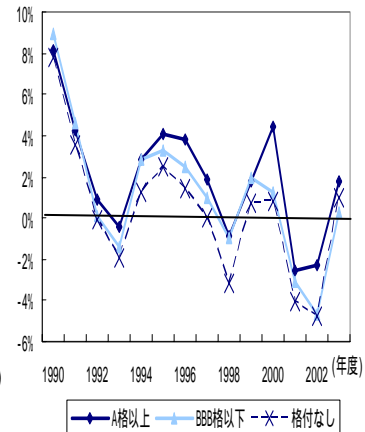
(1) 総資産営業利益率



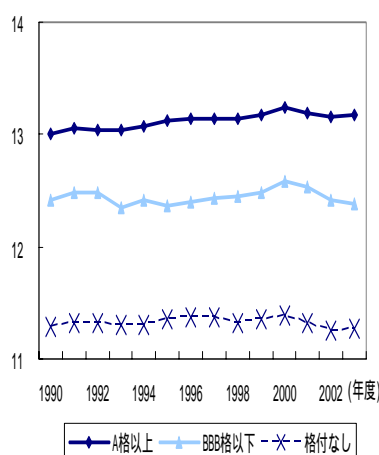
(2) 営業利益の変動係数



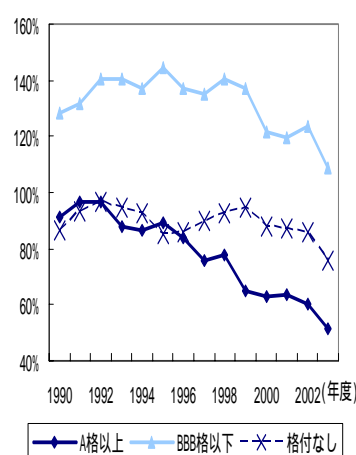
(3) 総資産成長率



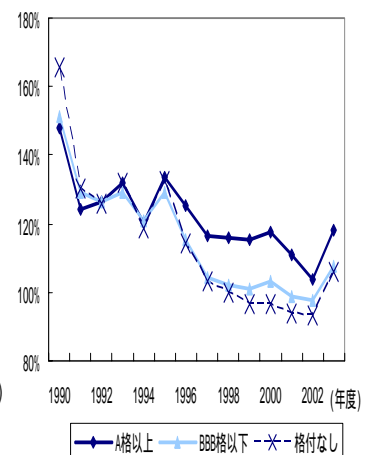
(4) 企業規模



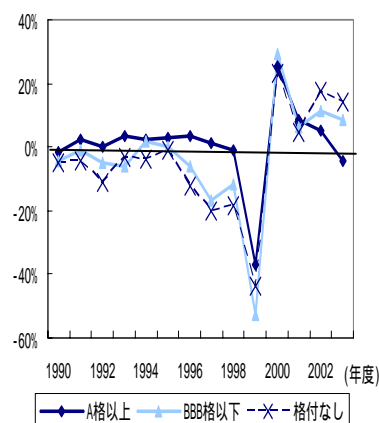
(5) 有利子負債比率



(6) 総資産の時価・簿価比率



(7) 相対株価変化率



(注) 格付けは R&I による。数値はそれぞれの格付けの中位値を用いた。

### 4.2.3 データ

データの出所は、有価証券報告書（Quick「AMSUS」データベースから取得）である。サンプル期間は、1990年度～2003年度決算<sup>46</sup>であり、サンプル企業は東証1部上場企業のうち、上記期間中に継続的に連結ベースで決算を行った577社である。従って、使用するデータセットは、欠損値のない完全なパネル・データである。自社株消却のみを対象とした分析においては、自社株消却が本サンプル企業でみられ始めたのが1997年度からであるため、サンプル期間を1997年度からとした（業種・格付け別の企業数などは、図表12、図表13を参照）。

図表12：東証業種分類による企業数と構成比

電気機器	化学	機械	食料品	繊維製品	卸売業
88 (15.3%)	64 (11.1%)	58 (10.1%)	35 (6.1%)	32 (5.5%)	32 (5.5%)
輸送用機器	陸運業	小売業	建設業	ガラス・土石	鉄鋼
26 (4.5%)	23 (4.0%)	22 (3.8%)	17 (2.9%)	17 (2.9%)	16 (2.8%)
非鉄金属	金属製品	精密機器	その他製品	医薬品	海運業
15 (2.6%)	13 (2.3%)	13 (2.3%)	13 (2.3%)	11 (1.9%)	10 (1.7%)
情報・通信業	不動産業	サービス業	倉庫・運輸	ゴム製品	その他金融
10 (1.7%)	9 (1.6%)	9 (1.6%)	8 (1.4%)	7 (1.2%)	7 (1.2%)
パルプ・紙	鉱業	石油・石炭	電気・ガス	水産・農林	空運業
5 (0.9%)	4 (0.7%)	4 (0.7%)	4 (0.7%)	3 (0.5%)	2 (0.2%)

（注）「その他金融」には、リース会社などが含まれる。

図表13：格付け別の企業数と構成比

2003年度	
A格以上	156 (27.0%)
BBB格以下	115 (19.9%)
格付けなし	306 (53.0%)

（注）格付けはR&Iによる。

<sup>46</sup> 営業利益の変動係数の算出に、過去5年間の営業利益の平均の絶対値、及び標準偏差を用いているため、使用データ期間は1986年からとなっている。動学的調整モデルについては、操作変数として、2期までのラグを用いていることから、分析期間は1992年度からとなっている。

## 4.3 推計結果

### (1) 動学的調整モデル

図表 14 (1) は配当性向に関する実証結果を、図表 14 (2) は総還元性向に関する実証結果を示している。総資産の時価・簿価比率と相対株価変化率は、強い相関を有することが予想されるため、前者のみを含む定式化 (推計式 1) と両者を含む定式化 (推計式 2) の双方を推計した。また、動学的調整モデルの妥当性を検証するため、動学的調整モデルと完全調整モデルの双方を推計し、定式化に関する検定を行った。検定には、Sargan [1958]による過剰識別検定と、Arellano and Bond [1991]による系列相関検定を用いている。過剰識別検定は、操作変数と誤差項から算出される統計量が有意にゼロより大きい場合には、操作変数は誤差項と強い相関を持つため、定式化は不適切と判断される。一方、系列相関検定は、誤差項における 2 次の系列相関の存在を検定するものである。誤差項に 2 次の系列相関の存在が認められる場合、GMM 推計値は一致性を失うため、この場合にも定式化は不適切と判断される。

### 配当性向の推計結果

まず、配当性向の推計結果をみると (図表 14 (1))、過剰識別検定・系列相関検定の結果、完全調整メカニズムに基づく推計式 3、4 は、5%有意水準で棄却され、動学的調整メカニズムを採用する推計式 1、2 の定式化の妥当性が高いことが明らかになった。最適配当への調整の速さを示す調整係数<sup>47</sup>は、推計式 1、2 とともに約 0.3 となっており、最適配当への調整には、相当程度の時間が必要なことを示唆している。

次に、推計式 1、2 の最適配当性向のパラメータをみると<sup>48</sup>、総資産営業利益率、営業利益の変動係数、企業規模、有利子負債比率は、それぞれの理論仮説の符号条件を満たすとともに、有意に推計されている。これは、フリー・キャッシュフロー仮説、ペッキング・オーダー仮説、倒産コスト仮説、成熟性仮説、収益安定性仮説が妥当性を有していることを示唆している。

一方、総資産成長率のパラメータは、有意な負の値をとっているが、総資産の時価・簿価比率のパラメータは有意ではない。両変数はともに、投資機会の代理変数 (成熟性仮説) としての意味と、収益力の代理変数 (ペッキング・オーダー仮説) の意味を持っているが、前者が現時点における投資機会や収益力を捉えるものであるのに対し、後者は将来時点における投資機会や収益力を捉えるものである点が異なっている。また、後者は、自社株価のバリュエーション指標としての意味 (マーケット・タイミング仮説) も有している。従って、総資産成長率のパラメータは、現時点での評価として、成熟性仮説の効果がペッキング・オーダー仮説の効果に勝っていることを示唆し

<sup>47</sup> 調整係数  $\lambda$  は、 $1 - (\text{前期の配当額} / \text{総資産のパラメータ})$  により与えられる。

<sup>48</sup> 推計結果の各理論仮説との関係は、図表 15 にまとめてある。



ている。

最後に、相対株価変化率のパラメータ（推計式 2）は、有意に推計されていない。これは、シグナリング仮説の効果とマーケット・タイミング仮説の効果相殺し合っていることを示している。

### 総還元性向の推計結果

次に総還元性向の推計結果をみると（図表 14（2））、過剰識別検定によって、完全調整メカニズムを採用する推計式 3 は、5%有意水準で棄却された。ただし、推計式 4 は棄却されなかったため、部分調整メカニズムの妥当性は、配当性向の場合と比べると明確ではない。これには、最適総還元への調整係数が、推計式 1、2 とともに約 0.6 と配当のみの場合の 2 倍近くの大きさとなっていることが影響している可能性がある。この結果は、企業経営者が、自社株消却を機動的な株主還元策として位置付けていることを示唆している。

次に、推計式 1、2、4 の最適総還元性向にかかるパラメータをみると、総資産営業利益率、企業規模、有利子負債比率は、有意に符号条件を満たしている。従って、ここでも、フリー・キャッシュフロー仮説、ペッキング・オーダー仮説、成熟性仮説、倒産コスト仮説の妥当性が示唆されている。

一方、配当のみの推計で、有意な負の値をとった営業利益の変動係数のパラメータは、すべての推計式で有意ではない。これは、総還元のうち自社株消却部分については、利益変動が大きいほど自社株消却を増加させる収益安定性仮説の効果が、ペッキング・オーダー仮説の効果と相殺し合っていると解釈できる。

総資産成長率のパラメータは、すべての推計式で有意な負の値をとっている。一方、総資産の時価・簿価比率のパラメータは、すべての推計式で正の値をとっているが、ほとんどの推計式で有意に推計されていない。総資産成長率のパラメータは、配当のみの場合同様に、現時点における評価として、成熟性仮説の効果がペッキング・オーダー仮説の効果に勝っていることを示している。

最後に、相対株価変化率のパラメータについては、推計式 2、4 において、有意に負となっており、マーケット・タイミング仮説と整合的な結果となっている。

最適配当性向と最適総還元性向のパラメータの符号と水準から判断すると、総資産営業利益率や企業規模、有利子負債比率は、配当のみよりも、自社株消却を含む総還元へ強い影響を与えている。これは収益力が回復するなかで、有利子負債の返済を進めてきた成熟した規模の大きな企業ほど、自社株消却によって、機動的に株主還元を行ってきたことを示唆している。

また、推計結果を理論仮説ごとに横断的にみると（図表 15）、フリー・キャッシュフロー仮説やペッキング・オーダー仮説<sup>49</sup>、成熟性仮説、倒産コスト仮説、収益安定性仮説の妥当性が高いことがわかる。ここから、わが国企業は、 配当・自社株消却などの株主還元策を、企業経営者を規律付ける手段として位置付けていること（フリー・キャッシュフロー仮説）、 内部留保に対する企業経営者の強い選好が株主還元策にも影響を及ぼしていること（ペッキング・オーダー仮説）、 黎明期を脱した規模の大きな企業に株主還元策を実施するインセンティブがあること（成熟性仮説）

利益率が安定している企業ほど、自社株消却に対して配当を優先させる傾向があること（収益安定性仮説）、 倒産確率との関連を意識して株主還元を行っていること（倒産コスト仮説）などが明らかになった。

### 配当・総還元の最適性向と過剰性向の推移

配当・総還元の最適性向を推計されたパラメータ（図表 14）から算出し、その推移を格付け別に示したのが図表 16 である。これによると、A 格以上の企業では、有利子負債比率の低下、総資産営業利益率の上昇などを受け（前掲図表 11）、最適性向が緩やかに上昇している。一方、BBB 格以下・格付なしの企業でも、有利子負債比率の低下などを受けて基調としては緩やかな上昇傾向にあるが、1990 年代後半以降、総資産営業利益率の変動の影響を強く受けて大きく変動している。

配当・総還元の最適性向を基に、実際の配当・総還元性向からの乖離として定義される過剰性向を算出したものが、図表 17 である。これをみると、いずれの格付けでも、サンプル期間中、一貫して配当・総還元性向は過剰な領域にあるが、近年では、過剰幅は大きく縮小傾向にある。配当・総還元の過剰性向を収益状況別に示したものが図表 18、図表 19 である。図表 18 をみると、黒字・赤字企業ともに配当・総還元性向は過剰な領域にある。図表 19 をみると、黒字企業の中でも、減益企業が増益企業に比べ、大幅な過剰な領域にあることがわかる。これまでわが国企業には、配当額を安定的に保とうとするインセンティブが強く、減益企業はおろか赤字企業でも一定額の配当を維持することが多かった。特に、配当は税引き後利益処分の一形態であることを考えれば、本来的には、赤字企業にとっての最適配当性向はゼロとなるはずである<sup>50</sup>。しかし、1990 年代後半までは、これら赤字企業や減益企業の多くが、例年どおりの配当を継続したため、わが国企業の配当性向は、「過剰」と判断されるのである。

<sup>49</sup> 嶋谷・川井・馬場 [2005]は、多項ロジット・モデルにより、1990 年代後半以降の東証 1 部上場企業の資金調達方法の選択に関して、ペッキング・オーダー仮説が有意に強く成立しているとの結論を見出している。

<sup>50</sup> 本稿のフレームワークの下では、赤字決算企業の配当支払いは、最適配当性向への調整が直ちに行われないことに起因している。実際、調整係数  $\lambda$  の推計結果は 0.3 程度と小さい水準であった。

図表 1 4 : 動学的調整モデルの推計結果

(1) 配当性向

	推計式 1	推計式 2	推計式 3	推計式 4
<b>最適配当性向</b>				
定数項	-0.022 (0.022)	-0.022 (0.021)	-0.059* (0.041)	-0.071* (0.038)
総資産営業利益率	0.138*** (0.047)	0.127*** (0.046)	-0.136** (0.070)	0.082* (0.059)
営業利益の変動係数	-0.005E-03** (0.003E-03)	-0.006E-03** (0.003E-03)	-0.004E-03 (0.009E-03)	-0.007E-03 (0.001E-02)
企業規模	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	0.006** (0.004)	0.007** (0.003)
総資産成長率	-0.107*** (0.023)	-0.114*** (0.020)	-0.055*** (0.023)	-0.083*** (0.021)
総資産の時価・簿価比率	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.009*** (0.003)	0.016*** (0.003)
有利子負債比率	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.012*** (0.004)	-0.014*** (0.004)
相対株価変化率		-0.005 (0.003)		-0.032*** (0.005)
前期の配当額 / 総資産 (1 - 調整係数 $\lambda$ )	0.657*** (0.048)	0.670*** (0.048)		
過剰識別検定	532.1 [0.115]	564.1 [0.363]	519.9** [0.015]	544.9 [0.159]
系列相関検定	1.896* [0.058]	1.897* [0.058]	-4.011*** [0.000]	-4.133*** [0.000]

- (注) 1. 推計値の括弧内は標準偏差を、過剰識別検定・系列相関検定の括弧内は  $p$  値を示す。\*\*\*は 1% 水準、\*\*は 5% 水準、\*は 10% 水準で有意であることを示す。総資産営業利益率、営業利益の変動係数、企業規模、有利子負債比率は、片側  $t$  検定。
2. 操作変数として、説明変数の 1 期ラグと 2 期ラグ、説明変数を構成する財務指標 (総資産 [簿価] 税引き後利益、有利子負債比率など) の 1 期ラグと 2 期ラグ、説明変数の階差の 1 期ラグを使用した。自由度は、推計式 1 : 494、推計式 2 : 553、推計式 3 : 452、推計式 4 : 513。
3. 前期の配当額 / 総資産を除く、各説明変数は、総資産利益率 (+) との積の形をとっている。総資産利益率 (+) は、総資産利益率が正であればその値を、負のときは 0 をとる変数。
4. シャドーは、過剰識別検定・系列相関検定の結果、5% 水準で棄却されないもの。

## (2) 総還元性向

	推計式 1	推計式 2	推計式 3	推計式 4
最適総還元性向				
定数項	-0.099* (0.052)	-0.114** (0.050)	-0.158*** (0.054)	-0.184*** (0.054)
総資産営業利益率	0.337*** (0.126)	0.292*** (0.119)	0.318*** (0.131)	0.270** (0.120)
営業利益の変動係数	0.004E-03 (0.009E-03)	0.002E-03 (0.001E-02)	0.007E-03 (0.001E-02)	0.005E-03 (0.001E-02)
企業規模	0.010** (0.005)	0.011*** (0.004)	0.013*** (0.005)	0.016*** (0.005)
総資産成長率	-0.134*** (0.043)	-0.155*** (0.042)	-0.096** (0.041)	-0.134*** (0.042)
総資産の時価・簿価比率	0.005 (0.006)	0.011 (0.007)	0.011* (0.006)	0.019*** (0.007)
有利子負債比率	-0.008*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.012*** (0.004)	-0.014*** (0.004)
相対株価変化率		-0.017 (0.011)		-0.029*** (0.009)
前期の総還元額 / 総資産 (1 - 調整係数 $\lambda$ )	0.376*** (0.071)	0.394*** (0.067)		
過剰識別検定	531.2 [0.120]	559.0 [0.421]	517.8** [0.017]	544.9 [0.160]
系列相関検定	1.037 [0.300]	1.077 [0.282]	-0.707 [0.480]	-0.720 [0.471]

- (注) 1. 推計値の括弧内は標準偏差を、過剰識別検定・系列相関検定の括弧内は  $p$  値を示す。\*\*\*は 1% 水準、\*\*は 5% 水準、\*は 10% 水準で有意であることを示す。総資産営業利益率、営業利益の変動係数、企業規模、有利子負債比率は、片側  $t$  検定。
2. 操作変数として、説明変数の 1 期ラグと 2 期ラグ、説明変数を構成する財務指標 (総資産 [簿価] 税引き後利益、有利子負債比率など) の 1 期ラグと 2 期ラグ、説明変数の階差の 1 期ラグを使用した。自由度は、推計式 1 : 494、推計式 2 : 553、推計式 3 : 452、推計式 4 : 513。
3. 前期の配当額 / 総資産を除く、各説明変数は、総資産利益率 (+) との積の形をとっている。総資産利益率 (+) は、総資産利益率が正であればその値を、負のときは 0 をとる変数。
4. シャドーは、過剰識別検定・系列相関検定の結果、5% 水準で棄却されないもの。

**図表 15：動学的調整モデルの推計結果のまとめ**

(左/右は、配当/自社株消却に対する効果)

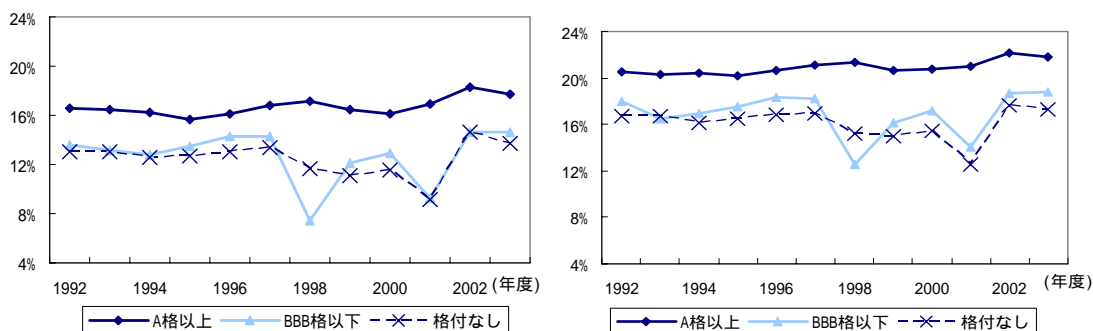
株主還元策に関する理論仮説	総資産 営業利益率	営業利益の変 動係数	企業規模	総資産 成長率	総資産の 時価・簿価 比率	有利子負債 比率	相対株価 変化率
(1)フリー・キャッシュフロー仮説	+ +					- -	
(2)ベッキング・オーダー仮説	+ +	- -	+ +	+ +	+ +	- -	
(3)成熟性仮説			+ +	- -	- -		
(4)倒産コスト仮説		- -	+ +			- -	
(5)収益安定性仮説		- +					
(6)シグナリング仮説					- +		- +
(7)ケイタリング仮説							
(8)マーケットタイミング仮説					+ -		+ -
トータル効果	+ +	- +	+ +	- -	+ +	- -	- -

(注) シャドーはパラメータの符号(濃いシャドーは、5%水準で有意なもの)を示す。

**図表 16：最適性向の推移**

(1) 最適配当性向

(2) 最適総還元性向

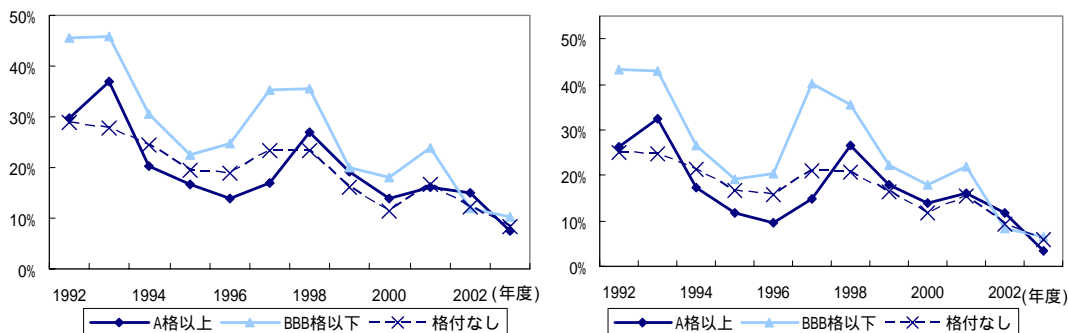


(注) 格付けはR&Iによる。数値はそれぞれの格付けの中位値を用いた。

**図表 17：過剰性向の推移**

(1) 過剰配当性向

(2) 過剰総還元性向

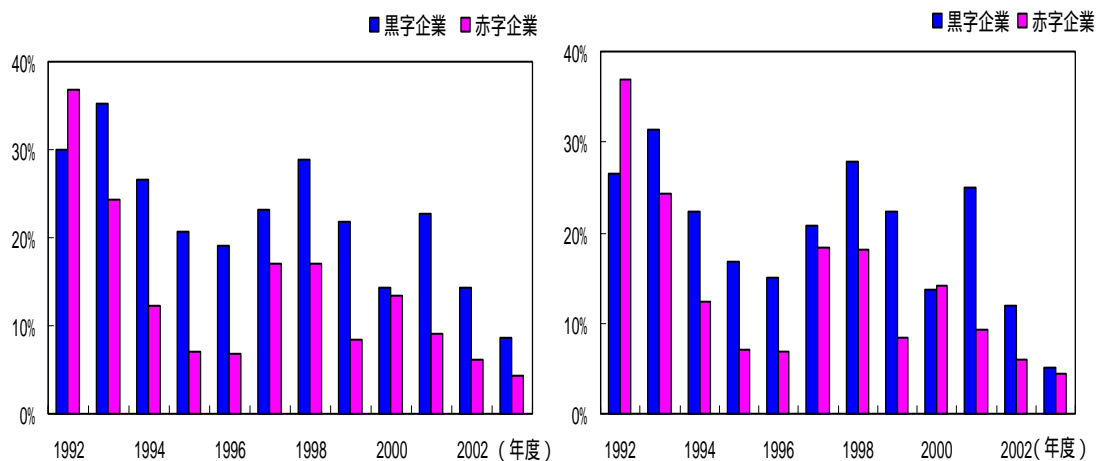


(注) 格付けはR&Iによる。数値はそれぞれの格付けの中位値を用いた。

図表 18 : 黒字・赤字企業別の過剰性向の推移

( 1 ) 配当

( 2 ) 総還元

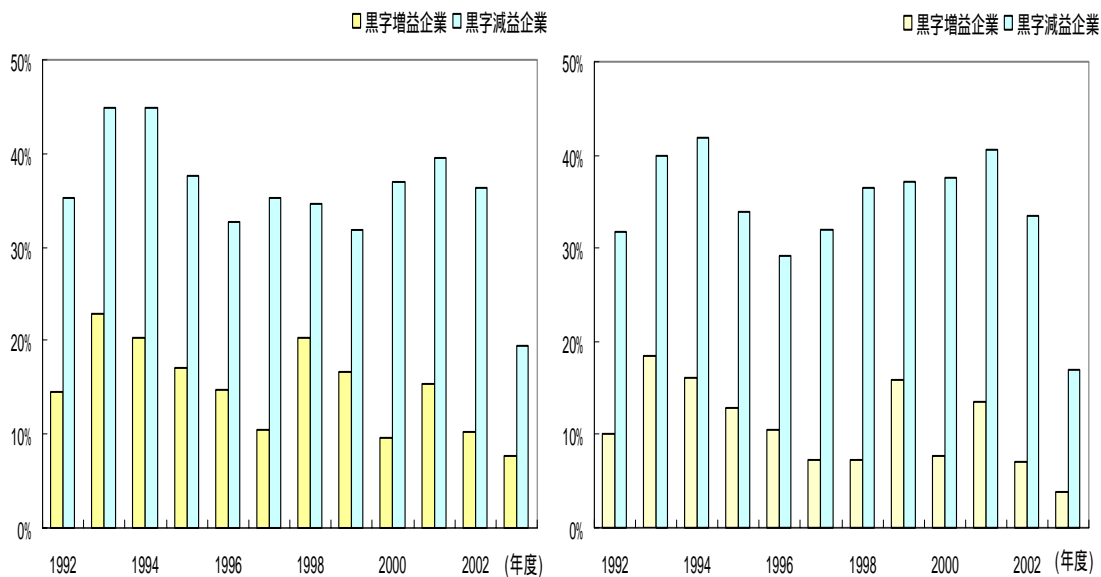


(注) 数値は黒字企業、赤字企業ともに中位値を用いた。

図表 19 : 増益・減益企業別 (黒字企業) の過剰性向

( 1 ) 配当

( 2 ) 総還元



(注) 数値は増益企業、減益企業ともに中位値を用いた。

## (2) 2項ロジット・モデル

図表 20 は 2 項ロジット・モデルによる実証結果を示している。推計は、自社株消却に関する制度が整備された 1997 年度を境に 2 つのサンプル期間で行っている。尤度比検定の結果、すべてのケースで、パネル・レベルでの分散比率がゼロとの帰無仮説が棄却され、変量効果を取り入れたパネル・ロジット・モデルが妥当と判断された。

### 配当の実施

まず、1996 年度までのサンプル期間における「配当の実施」についてみる。総資産営業利益率、営業利益の変動係数、企業規模、有利子負債比率のパラメータは符号条件どおり有意に推計された<sup>51</sup>。これは、フリー・キャッシュフロー仮説、ペッキング・オーダー仮説、倒産コスト仮説、成熟性仮説の妥当性を示唆している。また、総資産の時価・簿価比率は、有意な正の値をとっている。これは、将来時点での収益性の代理変数(ペッキング・オーダー仮説)としての効果が、将来の投資機会の代理変数(成熟性仮説)としての効果に勝っていることを示している<sup>52</sup>。相対株価変化率は、有意な負の値をとっているが、これは自社株価がマーケット対比で割安と判断されるときに、企業経営者が自社の安定的な収益力を示すために、配当を実施するというシグナリング仮説と整合的である<sup>53</sup>。

次に、1997 年度以降のサンプル期間における「配当のみの実施」をみる。パラメータの符号は、1996 年度以前と概ね同じであるが、有利子負債比率のパラメータが有意な負の値から(有意ではない)正の値へ、総資産成長率のパラメータが(有意でない)正の値から、有意な正の値へとそれぞれ変化している。有利子負債比率については、同じサンプル期間で、自社株消却の実施にかかるパラメータは有意な負の値をとっていることから、有利子負債の圧縮が進捗した企業は、株主還元策として、自社株消却を優先的に利用していることを示している。また、総資産成長率については、このサンプル期間では、ペッキング・オーダー仮説の効果が成熟性仮説の効果に勝っていることを示している。

---

<sup>51</sup> 選択対象が 2 つである 2 項ロジット・モデルでは、パラメータと限界効果の符号が一致するため、ここでの結果は、すべて選択確率に置き換えて論じることができる。

<sup>52</sup> この期間では、自社株消却を機動的に行うことは事実上不可能であったため、マーケット・タイミング仮説の影響は受けない。

<sup>53</sup> 相対株価変化率は、最適配当性向に関する実証分析では、有意な関係を見出せなかった。両者の結果を踏まえると、企業経営者は、シグナリング効果を念頭に配当を実施するか否かの選択を行うが、実際に利益対比でどれだけの額の配当を実施するかは、フリー・キャッシュフロー仮説やペッキング・オーダー仮説、成熟性仮説など他の要因により決定しているということになる。

## 自社株消却の実施

「自社株消却の実施」をみると、企業規模、有利子負債比率のパラメータがそれぞれ符号条件を満たし、有意に推計されている。この結果は、ペッキング・オーダー仮説、成熟性仮説、倒産コスト仮説、フリー・キャッシュフロー仮説が自社株消却の意思決定に関しても、高い妥当性を有していることを示している。また、相対株価変化率は、有意な負の値をとっており、マーケット・タイミング仮説の妥当性が示された。さらに、配当との比較では、配当で有意な正の値をとっていた総資産営業利益率の有意性が低下している点と、前述のように、有利子負債比率が符号条件（負）を満たし、有意に推計されている点が特徴的である。この結果から、営業利益率の高い企業は、自社株消却よりも配当を選好する傾向があるのに対して、有利子負債の圧縮が進捗している企業は、自社株消却を選好する傾向があることがわかる。

## 総還元の実施

「総還元の実施」については、配当とほぼ同様の結果となっており、自社株式の消却を実施する企業の割合が配当を実施する企業との対比で、以前低い水準であることと整合的である（前掲図表 9（2））。

## 配当・自社株消却の実施確率の推移

次に、2 項ロジット・モデルにより推計されたパラメータから、配当と自社株消却の実施確率<sup>54</sup>を算出し、格付け別の推移を示したのが図表 21 である。これをみると、配当の実施確率は 1997 年代以降、格付けを問わず低下している。一方、自社株消却の実施確率は<sup>55</sup>、A 格付以上の企業では緩やかながら上昇しているが、格付けの低い企業では、むしろ低下傾向にある。

最後に、配当・自社株消却を合わせた総還元の実施確率をみる。これによると、A 格以上の企業では、配当の実施確率の低下分を自社株消却の実施確率が相殺するかたちで、ほぼ横這いで推移している。一方、BBB 格以下と格付けなしの企業では、自社株消却の実施確率が配当の実施確率の低下を補うまでに至らず、緩やかに低下している。

<sup>54</sup> 1997 年度以降の配当の実施確率は、配当のみを実施した企業を対象に行った推計結果を基にして算出している。

<sup>55</sup> 前述のように、自社株消却の実施企業の大半は、配当も実施している。



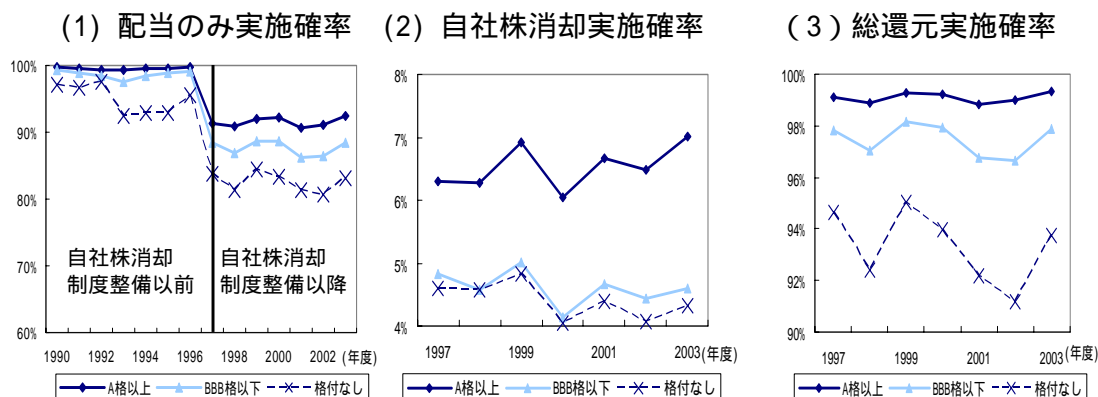
図表 20 : 2 項パネル・ロジット・モデルの推計結果

		パラメータ	標準偏差	t 値	限界効果
1990 年度 ~ 1996 年度					
配当の実施	定数項	-13.825	3.699	-3.74***	
	総資産営業利益率	26.788	4.397	6.09***	0.027
	営業利益の変動係数	-0.093	0.031	-3.01***	-0.001E-01
	企業規模	1.412	0.264	5.36***	0.001
	総資産成長率	1.540	1.229	1.25	0.002
	総資産の時価・簿価比率	2.280	0.832	2.74***	0.002
	有利子負債比率	-0.278	0.034	-8.10***	-0.003E-01
	相対株価変化率	-2.635	0.613	-4.30***	-0.003
	尤度比検定			438.69 [0.000]***	
1997 年度 ~ 2003 年度					
配当のみ実施 ( 自社株消却を実施した 企業は除く )	定数項	-2.375	0.932	-2.55***	
	総資産営業利益率	8.948	2.344	3.82***	0.910
	営業利益の変動係数	-0.003	0.002	-1.47*	-0.003E-01
	企業規模	0.323	0.076	4.25***	0.033
	総資産成長率	1.946	0.608	3.20***	0.198
	総資産の時価・簿価比率	0.140	0.218	0.64	0.014
	有利子負債比率	0.001	0.001	0.84	0.007E-02
	相対株価変化率	-0.154	0.093	-1.66**	-0.016
	尤度比検定			648.90 [0.000]***	
自社株消却の実施	定数項	-5.027	1.089	-4.61***	
	総資産営業利益率	3.429	3.095	1.11	0.059
	営業利益の変動係数	-0.030	0.035	-0.86	-0.001
	企業規模	0.198	0.088	2.26**	0.003
	総資産成長率	0.220	0.676	0.33	0.004
	総資産の時価・簿価比率	-0.349	0.237	-1.47	-0.006
	有利子負債比率	-0.291	0.068	-4.31***	-0.005
	相対株価変化率	-0.351	0.169	-2.08**	-0.006
	尤度比検定			260.42 [0.000]***	
総還元の実施	定数項	-7.189	1.991	-3.61***	
	総資産営業利益率	22.449	3.554	6.32***	0.230
	営業利益の変動係数	-0.004	0.002	-2.40***	-0.004E-02
	企業規模	0.808	0.153	5.28***	0.008
	総資産成長率	4.354	0.910	4.78***	0.045
	総資産の時価・簿価比率	0.979	0.568	1.72*	0.010
	有利子負債比率	0.001	0.001	0.59	0.005E-03
	相対株価変化率	-0.541	0.150	-3.60***	-0.006
	尤度比検定			826.55 [0.000]***	

(注) 1. \*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを示す。尤度比検定の括弧内は p 値を示す。

2. 総資産営業利益率、企業規模、有利子負債比率は、片側 t 検定。営業利益の変動係数については、自社株消却のみ両側 t 検定。

図表 2 1 : 実施確率の推移



(注) 格付けは R&I による。数値はそれぞれの格付けの中位値を用いた。

### (3) ネスティッド・ロジット・モデル

図表 22 は、ネスティッド・ロジット・モデルの推計結果を示している。推計は、2 項ロジット・モデルの場合と同様に、1997 年度を境に 2 つのサンプル期間に分けて行っている。ここでは、選択対象間における意思決定上の階層構造の有無を検定することが主たる目的であることから、階層構造の程度を示すパラメータ  $\phi$  に関する検定に注目する。いずれの検定も、階層構造が存在しない ( $\phi=1$ ) とする帰無仮説が棄却されると、配当・総還元の「減少」と、「増加」・「据置」の間には、有意な階層構造が存在することになる。

上記検定の結果、すべてのケースにおいて配当・総還元には、有意に階層構造が存在することがわかった。階層構造の強さ ( $1-\phi$ ) をみると、1996 年度までのサンプル期間においては、配当が約 0.92 と最も大きく、次いで 97 年度以降のサンプル期間における総還元の約 0.86、1997 年度以降の配当の約 0.63 となっている。ここで、配当の階層構造の強さが 1997 年度を境に、3 分の 2 程度にまで低下していることが注目される。この結果は、かつては配当を減少させることに強い抵抗感を有していた企業経営者が、近年ではその姿勢を軟化させつつあることを示唆している。一方、97 年度以降の総還元の階層構造も、96 年度以前の配当と比べると弱くなっているが、自社株消却を含めた総還元の減少に対する企業経営者の抵抗感は未だ強い結果となっている。

次に、推計されたパラメータをみると、増配に関する総資産営業利益率のパラメータがすべてのケースで有意に正となっているほか、限界効果についても符号は正となっている。この結果から、増配に関する、フリー・キャッシュフロー仮説やペッキング・オーダー仮説の妥当性が示唆される。ただし、その他のパラメータについては、多くのケースで有意に推計されていない。この要因として、配当・総還元性向の推計結果で得られた、配当額や総還元額の強い硬直性を挙げることができる。

図表 2 2 : ネスティッド・ロジット・モデルの推計結果  
(1) 配当政策 (1990 年度 ~ 1996 年度)

	パラメータ	標準偏差	t 値	限界効果
定数項	0.232	1.035	0.224	
総資産営業利益率	16.600	2.416	6.868***	4.204
営業利益の変動係数	-0.009	0.015	-0.619	-0.003
増加 企業規模	0.021	0.066	0.314	0.088
総資産成長率	1.726	0.527	3.278***	0.554
総資産の時価・簿価比率	0.141	0.151	0.933	0.094
有利子負債比率	-0.004	0.016	-0.225	-0.013
相対株価変化率	-0.274	0.234	-1.170	-0.116
定数項	0.862	0.918	0.939	
総資産営業利益率	15.100	2.625	5.765***	-1.675
営業利益の変動係数	-0.008	0.015	-0.542	0.002
据置 企業規模	-0.025	0.073	-0.340	-0.088
総資産成長率	1.512	0.553	2.735***	-0.295
総資産の時価・簿価比率	0.097	0.176	0.552	-0.075
有利子負債比率	0.003	0.006	0.506	0.013
相対株価変化率	-0.225	0.233	-0.967	0.076
$\varphi$	0.081	0.220	-4.184***	
尤度比検定		13.329*** [0.000]		
ワルド検定		17.506*** [0.000]		

(注) 1. \*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを示す。尤度比検定、ワルド検定の括弧内は p 値を示す。総資産営業利益率、営業利益の変動係数、企業規模、有利子負債比率は、片側 t 検定。

2.  $\varphi$  の t 値は、 $\varphi = 1$  を帰無仮説として算出されている。

## (2) 配当政策 (1997 年度 ~ 2003 年度)

	パラメータ	標準偏差	t 値	限界効果
定数項	-0.600	0.918	-0.654	
総資産営業利益率	8.927	3.054	2.923***	3.201
営業利益の変動係数	-0.001	0.008	-0.155	-0.002
増加 企業規模	-0.029	0.052	-0.556	0.032
総資産成長率	0.896	0.474	1.891*	0.303
総資産の時価・簿価比率	0.846	0.116	7.289***	0.158
有利子負債比率	0.002E-02	0.006E-01	0.037	-0.001E-01
相対株価変化率	0.120	0.082	1.472	0.002
定数項	1.321	0.519	2.544**	
総資産営業利益率	1.495	2.513	0.595	-2.100
営業利益の変動係数	0.006	0.003	2.177**	0.003
据置 企業規模	-0.142	0.040	-3.539***	-0.052
総資産成長率	0.211	0.443	0.476	-0.185
総資産の時価・簿価比率	0.615	0.187	3.281***	0.003
有利子負債比率	0.005E-01	0.005E-01	0.943	0.002E-01
相対株価変化率	0.153	0.082	1.854**	0.028
$\varphi$	0.375	0.249	-2.506**	
尤度比検定		4.030** [0.045]		
ワルド検定		6.278** [0.012]		

(注) 1. \*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを示す。尤度比検定、ワルド検定の括弧内は  $p$  値を示す。総資産営業利益率、営業利益の変動係数、企業規模、有利子負債比率は、片側  $t$  検定。

2.  $\varphi$  の  $t$  値は、 $\varphi = 1$  を帰無仮説として算出されている。

### (3) 総還元政策 (1997 年度 ~ 2003 年度)

	パラメータ	標準偏差	t 値	限界効果	
増加	定数項	0.633	0.857	0.739	
	総資産営業利益率	6.764	3.000	2.255**	3.267
	営業利益の変動係数	0.006E-01	0.008	0.078	-0.004
	企業規模	-0.072	0.048	-1.498	0.027
	総資産成長率	0.791	0.466	1.699*	0.310
	総資産の時価・簿価比率	0.542	0.107	5.056***	0.111
	有利子負債比率	-0.002E-02	0.008E-01	-0.026	-0.003E-01
	相対株価変化率	0.091	0.081	1.131	-0.009
据置	定数項	1.209	0.511	2.366**	
	総資産営業利益率	4.165	2.990	1.394*	-2.068
	営業利益の変動係数	0.004	0.003	1.618*	0.004
	企業規模	-0.109	0.044	-2.482**	-0.047
	総資産成長率	0.562	0.454	1.236	-0.161
	総資産の時価・簿価比率	0.490	0.153	3.191***	0.002
	有利子負債比率	0.003E-01	0.005E-01	0.608	0.003E-01
	相対株価変化率	0.111	0.085	1.304	0.031
$\varphi$	0.140	0.291	-2.956***		
尤度比検定		5.417** [0.020]			
ワルド検定		8.737*** [0.003]			

- (注) 1. \*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを示す。尤度比検定、ワルド検定の括弧内は  $p$  値を示す。総資産営業利益率、営業利益の変動係数、企業規模、有利子負債比率は、片側  $t$  検定。
2.  $\varphi$  の  $t$  値は、 $\varphi = 1$  を帰無仮説として算出されている。

## 5 . 終わりに

本稿では、1990 年代以降の東証 1 部上場企業による株主還元策の決定要因を、各企業の財務特性を基に分析した。分析に用いたモデルは、動学的調整モデル、2 項ロジット・モデル、ネスティッド・ロジット・モデルである。

本稿の結論を要約すると以下のとおりである。

- (1) わが国企業による配当・総還元行動は、米国企業に関する先行研究例と同様に、最適な配当・総還元額の実現に向けて徐々に配当・総還元額を調整させる、動学的調整モデルにより適切に記述できる。また、最適額に向けた調整係数は、配当のみのベースよりも自社株消却を含む総還元ベースの方が高い。これは、企業が自社株消却を機動的な株主還元手段として位置付けていることを示唆している。
- (2) 株主還元策に関する主な理論仮説としては、収益力の高い企業ほど、フリー・キャッシュフローが増加しやすく、経営者の恣意的な行動インセンティブを抑えるために株主が利益還元を求めるとするフリー・キャッシュフロー仮説や、成長性が高く、収益変動の大きな企業ほど、将来の投資資金を確保するために、配当・自社株消却による社外流出を抑えるというペッキング・オーダー仮説、黎明期を脱し成熟期に近づいた企業ほど、成長機会が減少し、株主還元に対する強いインセンティブを有するとする成熟性仮説、倒産確率が高い企業ほど、社外流出を防ぎ内部留保の確保を図るとする倒産コスト仮説、配当の原資を安定的な収益基盤に求め、自社株消却の原資を一時的な収益基盤に求めるとする収益安定性仮説、株式市場で過小評価されている企業ほど、自社株消却を行う強いインセンティブを有するとするマーケット・タイミング仮説などがある。
- (3) 各企業にとって最適な配当性向は、総資産営業利益率が高く、営業利益率の変動が小さく、企業規模が大きく、総資産成長率が低く、有利子負債比率が低い企業ほど、有意に高いことが判明した。これは、上述のフリー・キャッシュフロー仮説やペッキング・オーダー仮説、さらには収益安定性仮説などの妥当性が高いことを示している。有利子負債比率については、利子支払額の少ない企業ほど、フリー・キャッシュフローが大きいため、株主が利益還元を要求するとするフリー・キャッシュフロー仮説のほか、有利子負債比率の低い企業ほど倒産確率が小さく、株主還元を実施しやすいとする倒産コスト仮説とも整合的である。また、最適総還元性向の推計結果は、最適配当性向とほぼ同様であったが、TOPIX 対比での自社株価の動向が有意な影響を与えている点で異なっている。これは、上述のマーケット・タイミング仮説と整合的で

ある。

- (4) 配当・総還元的最適性向にかかるパラメータの大きさから判断すると、営業利益率や企業規模、有利子負債比率は、配当のみよりも総還元に近い影響を与えている。これは、収益力が向上するなかで、有利子負債の返済を進めてきた、成熟した規模の大きな企業ほど、自社株消却によって、機動的に株主還元を行っていることを示している。
- (5) 配当・総還元的最適性向を格付け別にみると、比較的格付けの高い企業では、有利子負債比率の低下、利益率の上昇などを受け、最適性向が緩やかに上昇している。一方、格付けの低い企業でも、1990年代終盤以降、利益率の変動の影響を強く受けるかたちで大きく変動しているが、上昇傾向にある。また、実際の配当・総還元性向と最適性向の乖離として定義される過剰性向をみると、いずれの格付けでも、1990年代初の大幅な過剰性向の是正に向けて調整している局面にあることがわかる<sup>56</sup>。
- (6) 配当・自社株消却の有無を2項ロジット・モデルにより分析した結果、自社株消却に関する制度が整備された1997年前後で、配当の実施確率に対する有利子負債比率の負の効果が大きく低下している一方で、自社株消却の実施確率に対する負の効果は高い水準にある。これは、有利子負債の返済を行ってきた企業が、自社株消却によって株主還元を機動的に行ってきたとの、最適配当・総還元性向に関する実証分析結果と整合的である。また、自社株価の動向は、配当・自社株消却の有無という選択問題に対して、有意な影響を与えている。市場対比での自社株価の上昇は、配当・自社株消却の実施確率をそれぞれ低下させる。
- (7) 2項ロジット・モデルから算出される配当と自社株消却の実施確率の推移をみると、配当の実施確率は1997年度以降、格付けを問わず低下している。一方、自社株消却の実施確率は、比較的格付けの高い企業では緩やかに上昇しているが、格付けの低い企業では、むしろ低下傾向にある。

---

<sup>56</sup> Dewenter and Warther [1998]による、1990年代前半までのわが国企業の配当政策は、系列関係の影響を強く受けていたとの指摘を前提にすると、1990年代以降の系列関係の弱まりと財務特性に基づいた配当政策への移行は、以下のように解釈できる。すなわち、系列関係が緊密であった期間は、株主・経営者間のエージェンシー・コストが低かったため、企業は、配当額を利益変動に合わせて機動的に調整することができた。しかし、系列関係が弱まっていくにつれて、情報の非対称性の度合いも高くなり、企業は、減益時や赤字決算時に配当額を減額もしくは無配にすることに、コストを感じはじめたため、財務特性対比で過剰な配当を行ってきた。ただし、1990年代後半に収益環境が悪化し、財務特性対比で過剰な配当を実施することが困難になったことに加え、企業の情報開示が進み、市場ベースでのガバナンスが効きはじめたことなどから、財務ファンダメンタルズに見合った株主還元を行うインセンティブが高まった。その結果、株主還元の過剰幅は縮小した。

- (8) 配当・総還元の減少と据置・増加の間には、意思決定上の階層構造が存在するとの前提で、ネステッド・ロジット分析を行った結果、階層構造の存在は、どのサンプル期間でも、有意に検出された。しかし、階層構造の強さを示すパラメータの値は、97年度以降のサンプル期間では、96年度以前の3分の2程度にまで小さくなっている。これは、配当を減少させることに強い抵抗感を有している企業経営者が、近年、その姿勢を軟化させつつあることを示唆している。

以 上



## 参考文献

- 砂川信幸 [2002]、「自社株買入れ消却と株価動向の理論」、神戸大学ディスカッション・ペーパー、2002-2
- 嶋谷毅・川井秀幸・馬場直彦 [2005]、「わが国企業による資金調達方法の選択問題：多項ロジット・モデルによる要因分析」、日本銀行ワーキングペーパー、No.05-J-3
- 生命保険協会 [2004]、「平成 16 年度 株主への利益還元状況等について」
- 西岡慎一・馬場直彦 [2004]、「わが国企業の負債圧縮行動について：最適資本構成に関する動学的パネル・データ分析」、日本銀行ワーキングペーパー、No.04-J-15
- ニッセイ基礎研究所 [2004]、「株式持ち合い状況調査 2003 年度版」
- 広瀬純夫・柳川範之・齋藤誠 [2003]、「企業内キャッシュフローと企業価値 日本の株式消却に関する実証分析を通じての考察」、CIRJE ディスカッション・ペーパー、CIRJE-J88
- 松浦克巳 [2001]、「日本企業の配当政策 復配と無配転落について」、松浦克巳・竹澤康子・戸井佳奈子編著『金融危機と経済主体』、日本評論社
- 米澤康博・松浦義昭 [2000]、「わが国のコーポレート・ガバナンスが配当政策に与える効果」、松浦克巳・吉野直行・米澤康博編著『変革期の金融資本市場』、東洋経済新報社
- Altman, E. [1984], “A Further Investigation of the Bankruptcy Cost Questions,” *Journal of Finance*, 39, pp.1067-1089.
- Andrade, G., and S. Kaplan [1997], “How Costly is Financial (Not Economic) Distress?: Evidence from highly Leveraged Transactions that Became Distressed,” *Journal of Finance*, 53, pp.1443-1493.
- Arellano, M., and S. Bond [1991], “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, 58, pp.277-297.
- Black, F. [1976], “The Dividend Puzzle,” *Journal of Portfolio Management*, 2, pp.5-8.
- Baker, M., and J. Wurgler [2002a], “A Catering Theory of Dividends,” *Journal of Finance* 59, pp. 1125-1165.
- Baker, M., and J. Wurgler [2002b], “Market Timing and Capital Structure,” *Journal of Finance* 62, pp. 1-32.

- Blundell, R., and S. Bond [1998], "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87, pp.115-143.
- Comment, R., and G. Jarrell [1991], "The Relative Signaling Power of Dutch Auction and Fixed-price Self-tender Offers and Open Market Share Repurchases," *Journal of Finance*, 46, pp.1243-1271.
- Dann, L. [1981], "The Effects of Common Stock Repurchases on Security Holder's Returns," *Journal of Financial Economics*, 9, pp.101-138.
- Dewenter, L., and V. Warther [1998], "Dividends, Asymmetric Information, and Agency Conflicts; Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and U.S. Firms," *Journal of Finance*, 53, pp.879-904.
- Easterbrook, F [1984], "Two Agency-Cost Explanations of Dividends," *American Economic Review*, 74, pp.650-659.
- Fama, E., and H. Babiak [1968], "Dividend Policy: An Empirical Analysis," *Journal of the American Statistical Association*, 63, pp.123-161.
- Fama, E., and K. French [2002], "Testing Trade-off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt," *Review of Financial Studies*, 15, pp.1-33.
- Fama, E., and K. French [2001], "Disappearing Dividends: Changing From Characteristics or Lower Propensity to Pay?" *Journal of Financial Economics*, 60, pp.3-43.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen [1995], "Market Underreaction to Open Market Share Repurchases," *Journal of Financial Economics*, 39, pp.181-208.
- Jagannathan, M., C. Stephens, and M. Weisbach [2000], "Financial Flexibility and the Choice between Dividends and Stock Repurchases," *Journal of Financial Economics*, 57, pp.355-384.
- Jensen, M. [1986], "Agency Costs of Free-cash-flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review*, 76, pp.323-329.
- Julio, B., and D. Ikenberry [2004], "Reappearing Dividends," *Journal of Applied Corporate Finance*, 16, pp.89-100.
- Lintner, J. [1956], "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review*, 46, pp.97-113.
- Merton, R. [1974], "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29, pp.449-470.
- Modigliani, F., and M. Miller [1961], "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *Journal of Business* 34, pp.411-433.
- Myers, S. [1984], "The Capital Structure Puzzle," *Journal of Finance*, 39, pp.575-592.

- Myers, S., and N. Majluf [1984], "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms have Information that Investors Do not Have," *Journal of Financial Economics*, 13, pp.187-221.
- Nohel, T., and V. Tarhan [1998], "Share Repurchases and Firm Performance: New Evidence on the Agency Costs of Free Cash Flow," *Journal of Financial Economics*, 49, pp.187-222.
- Rajan, R. G., and L. Zingales [1995], "What Do We Know About Capital Structure?: Some Evidence from International Data," *Journal of Finance* 50, pp.1421-1460.
- Sargan, J. [1958], "The Estimation of Economics Relationships using Instrumental Variables," *Econometrica*, 26, pp.393-415.
- Train, K.[2003], *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.
- Vermaelen, T. [1981], "Common Stock Repurchases and Market Signaling," *Journal of Financial Economics*, 9, pp.139-183.
- Warner, J. B. [1977], "Bankruptcy Costs: Some Evidence," *Journal of Finance*, 26, pp.337-348.
- Weisbenner, S. [1998], "Corporate Share Repurchases in the mid 1990s: What Role do Stock Options Play?" unpublished working paper, MIT.
- Weiss, L. [1984], "Bankruptcy Resolution: Direct Costs and Violation of Property of Claims," *Journal of Financial Economics*, 27, pp.285-314.