

日本企業の配当と自社株買いにみる還元政策 —役員持株比率との関係

松浦克己

1 はじめに

MMの配当無関連性命題が成立するような世界であれば配当や自己株式取得、自社株買いという株主還元政策は企業価値とは無関係で、企業にとっても投資家にとっても意味を持たない（本稿における自己株式取得と自社株買いの相違は後述する）。しかし投資家と企業の間情報非対称性が存在するときや取締役と株主の間でエージェンシー問題が存在するとき（Jensen [1986]）は還元政策はシグナルとして重要な意味を持つ。しかしどのような企業が、何故、どの程度の配当や自己株式取得により株主に還元するかは未だに理論的にも実証的にも一致した見解は得られていない。配当、自己株式取得、自社株買いという投資家への還元政策は企業金融ではまだまだ未解明の領域である（Allen and Michaely [2005]）。

本研究では2006～2008年度の日本企業の配当や自己株式取得がどのような要因によっているかを、役員の持株比率を踏まえて明らかにすることを目的とする。その際以下の2点について注目する。

① 配当や自己株式取得の実施に、経営者（＝役員）持株比率がどのような影響を与えているかである。エージェンシー問題を縮小し、経営者と株主の利害を共通させる有益な手段の一つが経営者自らが株式を保有することである¹。そこでは企業収益率の上昇、負債比率の低下などが配当の実施確率の上昇や配当比率の向上につながり、役員持株比率の上昇が少なくとも企業価値を阻害しないことが期待される。

わが国ではオーナー企業に限らずいわゆるサラリーマン重役であっても役員就任の際にはなにがしかの株式を取得するのが通例である²。その慣行

の中で配当収入はKubo and Saito [2008]が指摘するように経営者＝役員の所得の主要な源泉の一つとなっている。そうであれば役員は配当収入の増加により自己の所得を最大化するインセンティブを有する可能性がある。久保・斉藤 [2009]が指摘したように役員持株比率が高いほど赤字企業でも配当を実施し、多額の配当を支払うことがある。このようなケースは企業価値の最大化に反し、役員持株により深刻なエージェンシー問題が発生することがある。Fenn and Liang [2001]は1993～1997年度の約1100社について分析し、役員持株は潜在的に非常にエージェンシー問題が深刻な企業で、役員持株比率の上昇は配当を増加させているが、他のケースでは役員持株比率は還元比率などに影響しないことを指摘している。米国の2003年における配当税率の軽減の際、主要な5役員の持株比率の上昇が配当を増加させたことが指摘されている（Brown, Liang and Weisbener [2007]）。このように時期と分析対象により役員持株比率の還元政策に与える影響について異なる結果が得られている。本稿では役員持株比率が企業価値を損なうような還元政策が行われているか否かについて検証する。

② 還元政策については、配当実施の有無と自己株式取得の有無は独立して行われているのか、それとも両者は関連しているのかということが課題となる。劇的な配当の減少と自社株買いの増加を示したFama and French [2001]以来、米国では配当と自己株式取得の関係が注目を集めてきた（Skinner [2008]）。多くの先行研究では配当と自己株式取得は暗黙の裡に両者は独立であると仮定して、配当と自己株式取得を別個に独立してTobitモデルやOLSで推計している（Fenn and Liang [2001]、Brown, Liang and Weisbener [2007]、

¹ もう一つの手段は、経営者にストック・オプションを付与することである。ストック・オプションについては、わが国ではまとまったデータが入手できないこともあり本稿では取り上げない。

² 役員持株比率が0%という企業は、本分析データ6357の内24（0.4%）にとどまる。

わが国について久保・斉藤 [2009] 参照)。配当と自己株式取得を独立して推計しているため、両者の補完関係・代替関係を計量的に厳密に検証したものではない³。しかしながら配当実施の有無と自己株式取得の有無が関連する場合、すなわち補完関係又は代替関係が成立するケースでは、これを無視した配当比率、自己株式取得比率あるいは両者を合計した還元比率の推計は定式化の誤りにより一致性を欠くという問題がある。本稿では両者の関係が独立なのか関連するのかを計量的に厳密に検証する。

本研究の特徴はこの二点である。それにより日本企業の還元政策の実態を役員持株比率の効果を踏まえて明らかにする。分析期間は自己株式取得金額が財務データに公開された2006年度から～2008年度までである。データには日本政策投資銀行・日本経済研究所の財務データバンクを利用する。

本稿の構成は次の通りである。2節においてデータを紹介する。併せて本稿で用いる配当比率、自己株式取得と自社株買いの概念について解説する。3節で配当、自己株式取得の動向について概説する。4節で配当実施（自己株式取得実施）と配当比率（自己株式取得比率）の推計を単一方程式で行うことができるか否かに関するCraagの検定結果を照会する。次にそれを受けて行った配当実施と自己株式取得実施の2変量probitモデルの推計結果について解説する。

5節で還元比率、配当比率、自己株式取得比率のselectionモデルの推計結果を解説する。最後に簡単なまとめが行われる。

結果をあらかじめ紹介すれば

① 配当実施と自己株式取得は補完関係に立つ。株主還元政策の分析に当たり、両者の関係を明示的に考慮する必要がある。

② 役員持ち株比率が上昇するほど赤字企業でも配当実施確率、自己株式取得確率は上昇している、全サンプルの約8割を占める配当実施かつ自

己株式取得実施のグループでは、役員持ち株比率が上昇するほど、赤字企業でも還元比率が上昇し、役員持ち株により深刻なエージェンシー問題が発生している。

2 データの紹介、配当比率と自己株式取得比率の定義

2.1 データについて

本研究で用いるデータは日本政策投資銀行・日本経済研究所の企業財務データバンクである。2006～2008年度の全上場企業（除く新興市場、除く金融・保険・証券）が対象である。分析に当たっては、データ入力にミスのあるものをまず除いた。その上で異常値の問題を避けるために、後述する説明変数として用いた利益率（利払い前、減価償却前、税引き前利益／総資産）、利益率の差（利益率－過去5年の平均利益率）、利益の変動（過去5年間の利益率の標準偏差）、資本の市場簿価比率、が平均±4標準誤差を超えるものを除いた。結果として利用したサンプルは延べ6357（2219社）である。

2.2 配当比率の定義

配当の具体的内容に関しては、従来配当性向が取り上げられることが多かった。本研究では資本に対する配当比率を取り上げる。その定義は次による⁴。

$$\text{配当比率} = \frac{\text{配当金額}}{\text{簿価資本}} (\%)$$

配当性向は、定義

$$\text{配当性向} = \frac{\text{配当}}{\text{税引後利益}} (\%)$$

により、税引後利益が赤字の企業を分析から除く。対象は税引後黒字企業に限定される。しかし法改

³ わが国に関して、役員持株比率の影響を考慮したものではないが配当性向や自社株買い比率、総還元性向を分析したものととして上野・馬場 [2005] がある。そこでも単一方程式で推計が行われている。

⁴ 資本は会計制度の変更に対応して企業財務データバンクコード k2790（貸借対照表資本、2001～2002年度）+ k9222（資本・純資産の純資産、2006～2008年度）+ k9240（資本・純資産の資本）で求めた。

正により税引後利益赤字企業でも配当を行うことが可能になった。2008年度では分析対象の内、赤字企業は726社であった。その内でも有配当企業は617社である。このような赤字・有配当企業の動向を配当性向の分析では取り上げることはできない。この状態を無視しては、日本企業の配当政策を十分捉えきれないので、本研究では配当比率によることにした。

2.3 自己株式取得と自社株買いの扱い

自己株式取得と自社株買いの扱いについては先行研究でも様々に分かれる。まずわが国の現行制度では、自己株式の扱いは取得、消却、処分大きく区分される。この内の取得が狭義の自己株式取得に当たる（財務諸表ではマイナスとして計上される）。本稿ではこの意味での自己株式取得とその絶対値を取り上げる（Fenn and Liang [2001]、Brown, Liang and Weisbener [2007] 参照）。ただし先行研究の中には対象株式を普通株式に限定する場合と優先株や種類株を含む場合とがある。更に自己株式取得の方法を市場公開買い付けに限定するケースと相対取引などその他の方法を含めて取得方法は問わないケースがある。本稿では株式の種類や取得方法は、それが財務諸表では公開されていないので問わないことにする。

その上で自己株式取得金額の絶対値を簿価資本

で除して、自己株式取得比率を求めた⁵。

自己株式取得比率

$$= \frac{\text{自己株式取得金額の絶対値}}{\text{簿価資本}} (\%)$$

簿価資本で基準化するの、配当の基準化と平仄を合わせると共に還元比率を求めためである。

日本政策投資銀行企業財務データバンクで、自己株式が取り扱われるようになった2001年度からである。2001年度から2005年度までに関して知りうるのは、取得、消却、処分による一年間の変動額のみである。そこで公表されているのは全体としての自己株式の対前年度の増減額である⁶。本研究ではこの変動額を自社株買い金額と言う（Allen and Michaely [2003] も参照）⁷。ただし自己株式の増減額であるから、その値は±双方の値を取り得る。その上で

$$\text{自社株買い比率} = \frac{\text{自社株買い金額}}{\text{簿価資本}} (\%)$$

を定義する⁸。

以上により還元比率は

$$\text{還元比率} = \text{配当比率} + \text{自己株式取得比率}$$

で求めた。

⁵ 政策投資銀行財務データのコード番号を使うと k9770 / 簿価資本、で求めた。

⁶ 具体的には政策投資銀行財務データのコード番号を使うと
2001年度 コード番号 REP1 = K2784 - K2784(-1)、が負の値をとるときその絶対値
2002年度 コード番号 REP2 = K9220 - REP1(-1)、が負の値をとるときその絶対値
2003～2005年度 コード番号 k9220 - k9220(-1)、が負の値をとるときその絶対値
2006年度～ コード番号 K9773、が負の値をとるときその絶対値
による。

⁷ 本稿の自己株式取得の扱いは東証の扱いとは大きく異なる。東証では自己株式の増減要因として
増加要因 株主決議による取得、取締役会による取得
減少要因 引受社の募集による処理、償却処分、合併・株式交換・会社分割による移転
を集計の対象としている。2008暦年の自己株式取得金額は4兆316億円、自己株式処理金額は3兆2643億円である。その差は7873億円である。本稿との差は、内閣府令
増加要因 単元未満株式の買い取り、合併・株式交換・会社分割による自己株式取得
減少要因 新株予約権及び新株予約権付社債の権利行使に伴う移転、単元未満株式買増サービスに伴う移転
を、東証では除外していることなどにあると考えられる。

⁸ 注6の定義に基づき自己株式取得あるいは自社株買いをひとまず計算し、それが負（自己株式取得額が償却額・処分額を上回る場合）の場合はその値を自己株式取得金額とし、逆に正またはゼロとなる（償却額・処分額が自己株式取得額を上回るか等しい場合）は自己株式取得額を0とするものがある（佐々木 [2011]）。この処理は本来連続変数であるものを切断されたデータとして扱うという問題がある。

3 還元政策の動向

本節では配当、自己株式取得、還元比率の還元政策の動きを簡単に見る。

3.1 配当企業割合と自己株式取得企業割合

配当実施企業（有配当会社）の割合は期間中平均 0.909（90.9％）であり、米国と比べて格段に

高い。自己株式取得企業の割合も期間中平均 0.877（87.7％）と有配当会社と並ぶ高さである。

その組合せを見ると、有配当かつ自己株式取得は各年とも約 0.8（80％）である。他方で、無配当かつ自己株式取得も無しは期間中 0.019（1.9％）に過ぎない。日本企業の大半は配当や自己株式取得で株主還元を図っている（表 1）。

表 1 有配当会社、自己株式取得会社比率

年度	標本数	有配当会社		自己株式取得会社		有配当かつ、自己株式		配当のみ		自己株式のみ		いずれも無し	
		平均	該当数	平均	該当数	平均	該当数	平均	該当数	平均	該当数	平均	該当数
2006	2186	0.901	1969	0.866	1894	0.789	1724	0.112	245	0.078	170	0.022	47
2007	2123	0.911	1935	0.881	1870	0.808	1715	0.104	220	0.073	155	0.016	33
2008	2048	0.914	1872	0.885	1812	0.818	1676	0.096	196	0.066	136	0.020	40
計	6357	0.909	5776	0.877	5576	0.805	5115	0.104	661	0.073	461	0.019	120

3.2 配当額と配当比率

配当額と配当比率による還元状況を見たい。有配当会社の平均配当額は 2006 年度の 24.53 億円から 2008 年度の 32.70 億円まで増加している（期間中平均 28.74 億円）。これに伴い配当総額も 4 兆 8293 億円（2006 年度）から 6 兆 1218 億円となっている。

有配当会社の配当比率は、配当額の増加により上昇している⁹。平均は 2006 年度の 2.141％から 2008 年度に 2.649％（期間中平均 2.371％）となった。注目されるのは最小比率が 0.23％となっていることである。これは自己株式取得比率の最小値 1.23E-05 と際だった対照をなしている。

表 2 配当額と配当比率

（単位億円）（単位％）

年度	有配当会社配当額			有配当会社 配当比率			
	平均	中位数	合計	平均	中位数	最大	最小
2006	24.53	4.13	48293	2.141	1.791	106.293	0.230
2007	29.21	4.56	56515	2.335	1.981	26.625	0.233
2008	32.70	4.99	61218	2.649	2.199	45.951	0.239
計	28.74	4.52	166025	2.371	1.960	106.293	0.230

3.3 自己株式取得額、取得比率

自己株式を取得した会社の取得額は、15.93 億円（2006 年度）、19.65 億円（2007 年度）、15.13 億円（2008 年度）である（期間中平均 16.92 億円）。合計は 3 兆 163 億円、3 兆 6754 億円、2 兆 7415

億円となっている。

取得比率は、取得金額の減少にも関わらず簿価資本の一層の低下により、2006 年度の 1.09％から 2008 年度の 1.409％へ上昇した。期間中平均の中位数は 0.10％、最小値は 1.23E-05 と配当の

⁹ ただし簿価資本が 2008 年度に若干減少したことも影響している。簿価資本の推移は次の通り

年度	2006	2007	2008	計	(単位億円)
平均	857	868	841	856	
中位数	221	218	212	217	
合計	1,832,651	1,814,626	1,689,313	5,336,590	

ケースに比べるとかなり低い。これは自己株式取得会社の中で、取得額と取得比率が2極化してい

ることを示唆している¹⁰。この点は結果の解釈に当たって留意が必要である。

表3 自己株式取得金額と取得比率

(単位億円) (単位%)

年度	自己株式取得会社取得金額			自己株式取得比率			
	平均	中位数	合計	平均	中位数	最大	最小
2006	15.93	0.09	30163	1.090	0.036	106.577	3.58E-05
2007	19.65	0.09	36754	1.167	0.040	174.444	1.23E-05
2008	15.13	0.17	27415	1.407	0.051	52.141	1.67E-05
計	16.92	0.10	94332	1.219	0.041	174.444	1.23E-05

自己株式取得比率0.1%以上をグループA、0.1%未満をグループBと区分する、グループAとBで差が生じた要因について簡単に考えたい。自己株式の増減要因として上げられているのは(企業内容等の開示に関する内閣府令第17号様式)、

増加要因 株主総会決議による取得、取締役会決議による取得、単元未満株式の買い取り、合併・株式交換・会社分割による自己株式取得

減少要因 引受社の募集による処理、償却処分、合併・株式交換・会社分割による移転、新株予約権及び新株予約権付社債の権利行使に伴う移転、単元未満株式買増サービスに伴う移転である。これらの要因の内東証の集計では、合併・株式交換・会社分割による自己株式取得(以上増加要因)、新株予約権及び新株予約権付社債の権利行使に伴う移転と単元未満株式買増サービスに伴う移転(以上減少要因)が除かれている。いわばこれらは会社側の積極的意思による自己株式の取得や処分に該当するものではなく、投資家側の要求

に基づくものである。単元未満株式の買い取りなどであればその平均金額が17百万円(あるいは中位数3百万円)というのも首肯できる。

3.3

配当もしくは自己株式取得を行った会社の平均還元総額は42億円(中位数5億円)であった。還元総額は7兆8456億円から(2006年度)、9兆3269億円(2007年度)、8兆8634億円となった¹¹。還元比率は2006年度の2.936%から2008年度の3.739%まで上昇し、期間中平均3.285%であった。

配当も自己株式取得を行わなかった企業を含めた全社ベースでの還元比率は期間中平均3.233%であった。

還元総額に占める配当の割合は81.1%(2006年度)、80.2%(2007年度)、78.0%(2008年度)であった(期間中平均79.8%)。

以上のことからわが国では株主還元政策の中心は自己株取得よりは配当であることが分かる。

¹⁰ 取得比率0.1%以上(A)と0.1%未満(B)で二分すると次の通り。

グループA (単位:億円)				グループB (単位:億円)			
該当数	取得金額			該当数	取得金額		
	平均	中位数	合計		平均	中位数	合計
585 (0.309)	51.07	3.59	29878	1309 (0.691)	0.22	0.03	284
659 (0.352)	55.43	4.53	36526	1211 (0.648)	0.19	0.03	228
765 (0.422)	35.57	3.99	27213	1047 (0.578)	0.19	0.03	202
平均 (0.360)	46.60	3.98	93618	3567 (0.640)	0.20	0.03	714

AグループとBグループの間には明瞭な差が見られる。

¹¹ 期間中無配会社を含めた全社平均の還元総額は2,301百万円(中位数261百万円)である。

表4 還元比率と還元額

対象	全社					配当又は自己株式取得会社				
	還元比率 (%)		還元額 (百万円)			該当数	還元比率 (%)		還元額 (百万円)	
年度	平均	中位数	平均	中位数	合計		平均	中位数	平均	中位数
2006	2.873	1.860	3589	400	784557	2139	2.936	1.891	3668	416
2007	3.157	2.096	4393	455	932690	2090	3.207	2.121	4463	475
2008	3.666	2.406	4328	525	886338	2008	3.739	2.445	4414	543
計	3.223	2.095	4096	458	260357	6237	3.285	2.127	4174	476

ただし、合計金額の単位は億円

4 推計方法

配当実施の有無と自己株式取得の有無が相関するならば、それは二変量 probit モデルにより推計されるべき事になる (Greene [2003]、松浦・マッケンジー [2009])。その上で還元比率については Heckman の二段階推計に準じた sample selection model による。ただし、二変量 probit モデルをパネルで推計することはできない。本研究のデータはパネルデータであるが、以下の推計に当たってはデータをプールしてクロスセクションの形式で行う。

配当の実施 (y_{1i}) と自社株買いの実施 (y_{2i}) を考える。

$$y_{1i}^* = b_1 x_{1i} + u_{1i} \quad 1.a)$$

$$y_{2i}^* = b_2 x_{2i} + u_{2i} \quad 1.b)$$

$$y_{1i} = 1 \quad \text{if } b_1 x_{1i} > -u_{1i} \quad \text{otherwise } 0 \quad 1.c)$$

$$y_{2i} = 1 \quad \text{if } b_2 x_{2i} > -u_{2i} \quad \text{otherwise } 0 \quad 1.d)$$

誤差項 u_{1i} と u_{2i} は 2 変量正規分布 NIID ((0, 0), (1, 1), σ_{12}) に従うものとする。1.a)、1.b) 式の σ を各々 1 と基準化するので、 $\rho = \sigma_{12}$ となる。 $\rho = 0$ であれば、1.a)、1.c) 式と 1.b)、1.d) 式を別々に単独の probit モデルとして推計すればよい。 $\rho \neq 0$ であれば、1.a) ~ 1.d) 式を連立して推計する方がより効率的な推定量が得られる¹²。

$y_{1i} = 1$ と $y_{2i} = 1$ が同時に生起する確率の対数尤度関数は

$$\Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1) = P(y_{1i}^* > 0, y_{2i}^* > 0)$$

$$\begin{aligned} &= \Pr(b_1 x_{1i} > -u_{1i}, b_2 x_{2i} > -u_{2i}) \\ &= \int_{-\infty}^{b_1 x_{1i}} \int_{-\infty}^{b_2 x_{2i}} \phi(s, t, 1, 1, \rho) ds dt \\ &= \Phi_2(b_1 x_{1i}, b_2 x_{2i}, \rho) \end{aligned} \quad 2)$$

ここで $\Phi_2(\cdot)$ は二変量正規分布を表す。

となる。連続変数の限界効果は以下のように得ることができる。各々単独 $\Pr(y_{1i} = 1)$ 、 $\Pr(y_{2i} = 1)$ の確率に関する限界効果は

$$\partial \Pr(y_{1i} = 1) / \partial x_{1i} = \phi(b_1 x_{1i}) b_1 \quad 3.a)$$

$$\partial \Pr(y_{2i} = 1) / \partial x_{2i} = \phi(b_2 x_{2i}) b_2 \quad 3.b)$$

ϕ は標準正規分布の確率密度関数

である。これは通常の probit モデルの限界効果と同様に得られる。係数の符号の向きと限界効果の向きは一致する。

Selection 方程式は (z_i = 還元比率とする)

$$z_i = c w_i + h_1 \lambda_{1i} + h_2 \lambda_{2i} + e_i \quad 7)$$

による。ここで w_i は説明変数。 λ_{1i} と λ_{2i} の sample selection 修正項は次による。まず

$$q_{ij} = 2y_{ij} - 1 (j = 1, 2, i = 1 \cdots N)$$

$$z_{1i} = q_{1i} b_1 x_{1i} \quad z_{2i} = q_{2i} b_2 x_{2i} \quad \rho_i^* = q_{1i} q_{2i} \rho$$

とする。その上で

$$g_1 = \phi(z_{1i}) \Phi\left(\frac{z_{2i} - \rho_i^* z_{1i}}{(1 - \rho_i^{*2})^{1/2}}\right)$$

$$g_2 = \phi(z_{2i}) \Phi\left(\frac{z_{1i} - \rho_i^* z_{2i}}{(1 - \rho_i^{*2})^{1/2}}\right)$$

を定義する。 λ_{1i} と λ_{2i} は

$$\lambda_{1i} = g_1 / \Phi_2(z_{1i}, z_{2i}, \rho_i^*) \quad 8.a)$$

$$\lambda_{2i} = g_2 / \Phi_2(z_{1i}, z_{2i}, \rho_i^*) \quad 8.b)$$

で得ることができる。

Selection 方程式において説明変数が被説明変数

¹² $\rho = 0$ の検定は、1.a)、1.c) 式と 1.b)、1.d) 式を各々 probit モデルで推計して得られた対数尤度を利用し、1.a) ~ 1.d) 式を連立して推計した対数尤度との尤度比検定で行うこともできる。

z_i に与える効果は、 cw_i を通じる直接効果と $h_1 \lambda_{1i}$ 、 $h_2 \lambda_{2i}$ を通じる間接効果とからなる。したがって Selection 方程式において推計されたパラメータ c だけでは、その効果を論じることはできない。

また $\rho \neq 0$ のケースで単一 probit モデルの sample selection で推計すると、 λ_{2i} または λ_{1i} を説明変数から除くので、推計に一致性がないことが分かる。

5 定式化

5.1 2変量 probit モデルの定式化

まず配当実施に関する、説明変数とし以下のものを取り上げた。

役員持株比率 (%) (日本政策投資銀行企業財務データコード番号 = k0420)

赤字企業役員持株比率 税引後赤字企業¹³の役員持株比率 (%)

を作成した。赤字企業役員持株比率は配当や自社株買いによる資金の外部流失を抑制する効果があるかないかをみるものである。これらに加えてコントロール変数として Fama and French [2001]、Fenn and Liang [2001] を参考に以下の変数を作成した。

実質売上高 CPI 総合 (除く持ち家帰属家賃) で売上高を実質化した
なお実質売上高は対数値をとった (コード番号 k2820)。

時価簿価比率 資本の時価簿価比率 (コード番号 = $0.5 \cdot (k0380 + k0370) \cdot k5740 /$

$(k2790 + k9222 + k9240)$

利益率 (利払い前、償却前、税引き前利益) / 総資産 (%)

(コード番号 = $(k3720 + k3150 + k3290 + k4180) / k1880$)

利益率変動 過去5年間の利益率の標準偏差
借入社債比率 (長短借入残高 + 社債発行残高) / 総資産 (%)

(コード番号 = $(k1960 + k1990 + k2000 + k2300 + k2350) / k1880$)

各年度ダミー

を作成した。

次に自己株式取得実施の説明変数としては、利益率に替えて

利益率の差 前期利益率 - 過去5年間平均利益率を用いる。自己株式取得が一時的な利益の増加に応じてなされていることを考慮するものである。借入社債比率に替えて

負債比率 負債 / 総資産 (%)

(コード番号 = k2630/k1880)

を作成した。負債比率は借入社債比率と同様の効果を持つであろう。

記述統計は表5の通りである。

利益率は利益が企業の配当・無配当の選択に与える影響を見るものである。実質売上高は金融市場 (資本市場、銀行借入) へのアクセスの容易さの代理変数である。売上高が大きいほど企業の知名度が高いので、当該企業は資金の外部調達により可能と考えられることが多い。配当や自社株買いで資金を株主に還元しても、必要があれば十分外部からまた調達できるであろう。

表5 記述統計

(%)

	役員持株比率	赤字会社 ダミー× 役員持株比率	実質売上高	時価簿価比率	利益率	利益率の差	利益率の 変動	借入・ 社債比率	現金・ 有価証券 比率	負債比率
平均	4.677	0.649	17.630	1.741	6.050	0.647	3.259	18.256	11.108	49.475
中位数	0.805	0.000	17.507	1.352	5.713	0.639	2.142	14.755	8.220	50.114
最大	96.000	76.033	23.212	28.280	45.742	32.860	37.387	85.549	78.857	98.219
最小	0.000	0.000	11.631	0.002	-42.253	-34.396	0.072	0.000	0.001	0.948
標準偏差	8.408	3.613	1.481	1.578	6.538	4.117	3.567	17.154	10.208	20.480

N = 6357

¹³ コード番号 k3950 が負のものを赤字企業とした。赤字企業のサンプル平均は 0.123 であった。

時価簿価比率は企業の投資機会の代理変数である。投資機会が多いほど、企業は投資資金確保のために配当や自己株式取得を抑制し内部留保に回すことが多いとされる。その効果を見るためのものである。

利益率変動は企業業績の変動の激しさが配当や自己株式取得の与える効果を見るものである。配当は一時的な業績の変化に反応しないことが多いとされる。

業績の変動が激しい、利益率の変動が大きければ配当を抑制する可能性がある。

借入社債比率が高ければ、その返済のために配当や自己株式取得による外部への資金流出を抑制することが予想される。自己株式は一時的な収益の増加に反応するとされる。そうであれば利益率の差が大きければ自己株式取得を促進するであろう。

具体的な定式化は以下による。配当実施の有無、自己株式取得実施の有無については（有無と表記する）

$$\text{配当実施}_i = a_0 \text{定数項} + a_1 \text{役員持株比率}_{i-1} + a_2 \text{赤字企業役員持株比率}_{i-1} + a_3 \text{売上高}_{i-1} + a_4 \text{時価簿価比率}_{i-1} + a_5 \text{利益率}_{i-1} + a_6 \text{利益率の変動}_{i-1} + a_7 \text{借入社債比率}_{i-1} + \sum a \text{年度ダミー} + u_i \quad (9a)$$

$$\text{自己株式取得実施}_i = b_0 \text{定数項} + b_1 \text{役員持株比率}_{i-1} + b_2 \text{赤字企業役員持株比率}_{i-1} + b_3 \text{売上高}_{i-1} + b_4 \text{時価簿価比率}_{i-1} + b_5 \text{利益率の差}_{i-1} + b_6 \text{利益率の変動}_{i-1} + a_7 \text{負債比率}_{i-1} + \sum b \text{年度ダミー} + u_i \quad (9b)$$

による。これにより配当実施と自己株式取得実施の二変量 probit モデルを推計する。

還元比率、配当比率、自己株式取得比率については（比率と表記する）

$$\text{比率}_i = b_0 \text{定数項} + b_1 \text{役員持株比率}_{i-1} + b_2 \text{赤字企業役員持株比率}_{i-1} + b_3 \text{売上高}_{i-1} + b_4 \text{時価簿価比率}_{i-1} + b_5 \text{利益率}_{i-1} + b_6 \text{利益率の差}_{i-1} + b_7 \text{利益率変動}_{i-1} + b_8 \text{負債比率}_{i-1} + b_9 \lambda_{it} + b_{10} \lambda_{2t} + \sum b \text{年度ダミー} + v_{it} \quad (k = 1, 2, 3) \quad (9b)$$

による。

5.2 クラークの検定

二変量 probit モデルの推計とそれに基づく sample selection モデルの推計に先立ち、単一方程式によった先行研究の妥当性を確かめるためにクラークの検定を行った（表6参照）。

このクラークの検定結果は、配当の実施の有無と配当比率については検定統計量 2167（p 値 0.00）、自己株式取得実施の有無と自己株式取得比率については検定統計量 2597（p 値 0.00）、還元の実施の有無と還元比率については検定統計量 10435（p 値 0.00）であった。いずれのケースも probit モデルの係数と truncated モデルの係数は一致するという帰無仮説は強く棄却された。この結果から還元比率、配当比率及び自己株式取得比率について単一方程式の推計によった先行研究はいずれも一致性のないことが分かる。

5.3 2変量 probit モデルの推計

次に配当実施の有無と自己株式取得実施の有無に関して、両者が相互に関連しているのかそれとも独立して決定されているのかを確認するために、配当実施の有無と自己株式取得実施の有無の2変量 probit モデルの推計を行った。結果は表7に掲げるとおりである。 ρ の係数は1%水準で有意に正である。これから配当実施の有無と自己株式取得実施の有無が相互に関連し、両者は補完関係にあることが分かる¹⁴。Cragg の検定結果とこの推計結果より両者は2変量 probit モデルで推計し、その還元比率、配当比率や自己株式取得比率は sample selection モデルで推計すべきことが分かる。還元比率、配当比率、自己株式取得比率を各々独立して推計した先行研究に一致性がないことが、改めて確認された。

表7の推計結果でまず注目されることは、米国に関しては配当と自己株式取得は代替関係にあることを示唆するものが多い¹⁵のに対し、わが国に関しては両者は補完関係にあることである。配当実施会社 5776 社の内 5115 社が自己株式を取得し、自己株式取得実施企業 5576 社の内 5115 社が配当を併せて実施していることも両者が補完関係にたつことはいうなづける。

¹⁴ 尤度比検定統計量は、 $2 \times (-14613.7 - (-31069.5 - 20501.3)) = 73694.2$ 、p 値は 0.00 である。

¹⁵ ただし統計的検定を行ったものではない。

表6 Cragg の検定結果のための推計結果とCragg の検定結果

probit モデル

被説明変数	配当実施 t			
	説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項		-1.436	0.371	0.00
役員持株比率 t-1		0.041	0.006	0.00
赤字会社役員持株比率 t-1		-0.023	0.008	0.00
売上高 t-1		0.190	0.020	0.00
簿価資本比率 t-1		-0.091	0.016	0.00
利益率 t-1		0.098	0.006	0.00
利益率の変動 t-1		-0.086	0.007	0.00
借入社債比率 t-1		-0.020	0.002	0.00
現金有価証券比率 t-1		0.000	0.004	0.97
2007 年度ダミー		0.002	0.069	0.97
2008 年度ダミー		-0.029	0.070	0.67

対数尤度 -1177.32

probit モデル

被説明変数	自己株式取得実施 t			
	説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項		-0.001	0.283	1.00
役員持株比率 t-1		-0.018	0.002	0.00
赤字会社役員持株比率 t-1		0.024	0.006	0.00
売上高 t-1		0.102	0.016	0.00
簿価資本比率 t-1		-0.016	0.012	0.19
利益率の差 t-1		0.021	0.005	0.00
利益率の変動 t-1		-0.006	0.006	0.34
負債比率 t-1		-0.010	0.001	0.00
現金有価証券比率 t-1		-0.005	0.002	0.04
2007 年度ダミー		0.047	0.050	0.35
2008 年度ダミー		0.054	0.051	0.29

対数尤度 -2263.46

切断分布モデル

被説明変数	配当比率 t			
	説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項		-1.280	0.645	0.05
役員持株比率 t-1		-0.009	0.006	0.17
赤字会社役員持株比率 t-1		0.037	0.017	0.03
売上高 t-1		0.098	0.035	0.01
簿価資本比率 t-1		0.506	0.032	0.00
利益率 t-1		0.050	0.010	0.00
利益率の変動 t-1		0.033	0.017	0.04
借入社債比率 t-1		0.010	0.003	0.00
現金有価証券比率 t-1		0.022	0.005	0.00
2007 年度ダミー		0.164	0.119	0.17
2008 年度ダミー		0.609	0.119	0.00
σ		2.792	0.041	0.00

対数尤度 -11346.8

切断分布モデル

被説明変数	自己株式取得比率 t			
	説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項		-4.382	1.263	0.00
役員持株比率 t-1		0.011	0.013	0.40
赤字会社役員持株比率 t-1		-0.029	0.031	0.35
売上高 t-1		0.249	0.068	0.00
簿価資本比率 t-1		0.493	0.053	0.00
利益率の差 t-1		0.001	0.024	0.95
利益率の変動 t-1		0.118	0.028	0.00
負債比率 t-1		-0.010	0.005	0.06
現金有価証券比率 t-1		0.021	0.010	0.04
2007 年度ダミー		0.101	0.233	0.66
2008 年度ダミー		0.501	0.235	0.03
σ		4.631	0.051	0.00

対数尤度 -13568

tobit モデル

被説明変数	配当比率 t			
	説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項		-2.128	0.483	0.00
役員持株比率 t-1		0.000	0.005	0.96
赤字会社役員持株比率 t-1		0.025	0.011	0.03
売上高 t-1		0.156	0.026	0.00
簿価資本比率 t-1		0.329	0.025	0.00
利益率 t-1		0.085	0.007	0.00
利益率の変動 t-1		-0.019	0.011	0.09
借入社債比率 t-1		0.003	0.002	0.24
現金有価証券比率 t-1		0.019	0.004	0.00
2007 年度ダミー		0.153	0.088	0.08
2008 年度ダミー		0.541	0.089	0.00
σ		2.830	0.043	0.00

対数尤度 -13578.01

tobit モデル

被説明変数	自己株式取得比率 t			
	説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項		-5.573	0.801	0.00
役員持株比率 t-1		-0.013	0.008	0.12
赤字会社役員持株比率 t-1		0.006	0.019	0.74
売上高 t-1		0.330	0.044	0.00
簿価資本比率 t-1		0.392	0.040	0.00
利益率の差 t-1		0.033	0.016	0.03
利益率の変動 t-1		0.094	0.019	0.00
負債比率 t-1		-0.019	0.003	0.00
現金有価証券比率 t-1		0.014	0.007	0.04
2007 年度ダミー		0.153	0.147	0.30
2008 年度ダミー		0.524	0.149	0.00
σ		4.715	0.045	0.00

対数尤度 -17130.2

クラークの検定統計量 2107.8

2597.5

同 p 値 0.00

0.00

probit モデル

被説明変数	還元実施 t		
説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項	0.488	0.565	0.39
役員持株比率 t-1	0.012	0.007	0.09
赤字会社役員持株比率 t-1	-0.009	0.011	0.39
売上高 t-1	0.100	0.031	0.00
簿価資本比率 t-1	-0.077	0.017	0.00
利益率 t-1	0.081	0.010	0.00
利益率の差 t-1	-0.058	0.012	0.00
利益率の変動 t-1	-0.011	0.010	0.25
借入社債比率 t-1	-0.011	0.002	0.00
現金有価証券比率 t-1	0.013	0.006	0.03
2007 年度ダミー	0.041	0.109	0.71
2008 年度ダミー	-0.112	0.107	0.30

対数尤度 -445.27

切断分布モデル

被説明変数	還元比率 t		
説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項	-209.669	8.543	0.00
役員持株比率 t-1	-0.050	0.117	0.67
赤字会社役員持株比率 t-1	-0.331	0.172	0.05
売上高 t-1	5.442	0.473	0.00
簿価資本比率 t-1	4.172	0.322	0.00
利益率 t-1	1.932	0.133	0.00
利益率の差 t-1	-1.309	0.262	0.00
利益率の変動 t-1	2.219	0.251	0.00
借入社債比率 t-1	0.094	0.062	0.13
現金有価証券比率 t-1	0.449	0.079	0.00
2007 年度ダミー	3.071	2.398	0.20
2008 年度ダミー	16.622	2.301	0.00
σ	15.764	0.424	0.00

対数尤度 -13331.6

tobit モデル

被説明変数	還元比率 t		
説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項	-6.763	0.843	0.00
役員持株比率 t-1	-0.001	0.009	0.92
赤字会社役員持株比率 t-1	0.009	0.020	0.63
売上高 t-1	0.376	0.046	0.00
簿価資本比率 t-1	0.618	0.044	0.00
利益率 t-1	0.181	0.014	0.00
利益率の差 t-1	-0.117	0.021	0.00
利益率の変動 t-1	0.117	0.021	0.00
借入社債比率 t-1	0.002	0.004	0.66
現金有価証券比率 t-1	0.038	0.007	0.00
2007 年度ダミー	0.221	0.153	0.15
2008 年度ダミー	0.867	0.156	0.00
σ	15.764	4.998	0.00

対数尤度 -18994.6

10435.46
0.00

2 点目は役員持株比率の効果である。配当実施に当たっては役員持株比率の係数は 1%水準で有意に正、赤字企業役員持株比率の係数は 1%水準で有意に負である。これから配当実施には役員持株比率はプラスの影響を、赤字企業役員持株比率はマイナスの影響を与えている。その効果の程度を見るために役員持株比率の係数と赤字会社役員持株比率の係数の和が 0 であるという制約をかけた推計も行った。推計結果の対数尤度は -3441.08 であった。制約をかけない推計の対数尤度は -3435.806 である。帰無仮説制約は有効であるという下での尤度比検定統計量は 10.56、p 値は 0.001 である。このことは絶対値の意味で役員持株比率の係数が赤字企業役員持株比率の係数よりも大きいことを示している。言い換えれば赤字企業でも役員持株比率の上昇は配当実施の確率を高めている。

配当のケースと同様に自己株式取得のケースについても、その効果の程度を見るために役員持株比率の係数と赤字会社役員持株比率の係数の和が 0 であるという制約をかけた推計も行った。推計結果の対数尤度は -3436.27 であった。制約をかけない推計との尤度比検定統計量は 0.93、p 値は 0.335 である。帰無仮説は伝統的な有意水準では棄却されない。言い換えれば、自己株式取得のケースでは役員持株比率の効果と赤字会社役員持株比率の効果は相殺されており、赤字会社の役員持株比率は自己株式取得実施に影響を与えていないことが分かる。

この結果からは久保・斉藤 [2009] が示唆したような、赤字企業では役員持株比率が上昇するほど、配当を実施しているということと共通する結果である。

役員持株比率と赤字会社役員持株比率以外の説明変数の符号は、先行研究と共通している。

5.4 sample selection モデルの結果

sample selection モデルの推計パターンは

- パターン 1 配当実施 = 1、自己株式取得実施 = 1
- パターン 2 配当実施 = 1、自己株式取得実施 = 0
- パターン 3 配当実施 = 0、自己株式取得実施 = 1

表7 2変量 probit モデルの推計結果

被説明変数 説明変数	配当実施			説明変数	自己株式取得実施		
	係数	標準誤差	p 値		係数	標準誤差	p 値
定数項	-1.488	0.372	0.00	定数項	-0.006	0.305	0.98
役員持株比率 t-1	0.041	0.003	0.00	役員持株比率 t-1	-0.018	0.002	0.00
赤字会社役員持株比率 t-1	-0.023	0.005	0.00	赤字会社役員持株比率 t-1	0.024	0.006	0.00
売上高 t-1	0.193	0.021	0.00	売上高 t-1	0.101	0.017	0.00
簿価資本比率 t-1	-0.090	0.016	0.00	簿価資本比率 t-1	-0.017	0.013	0.19
利益率 t-1	0.099	0.004	0.00	利益率の差	0.024	0.005	0.00
売上高の変動 t-1	-0.086	0.006	0.00	売上高の変動 t-1	-0.006	0.006	0.26
借入社債比率 t-1	-0.020	0.002	0.00	負債比率 t-1	-0.009	0.001	0.00
現金有価証券比率 t-1	0.000	0.004	0.96	現金有価証券比率 t-1	-0.004	0.002	0.08
2007 年度ダミー	0.003	0.070	0.97	2007 年度ダミー	0.047	0.051	0.35
2008 年度ダミー	-0.025	0.070	0.72	2008 年度ダミー	0.055	0.052	0.29
ρ	0.142	0.045	0.0				

対数尤度 -3435.81

N 6357

パターン4 配当実施 = 0、自己株式取得実施 = 0
の4通りある。このうち前者3者の3ケースについて推計した(表8参照)

(パターン1)

還元比率の推計では λ_1 の係数は 5%水準で有

意ではない。 λ_2 の係数は 1%水準で有意である。これから説明変数の還元比率に与える影響を考えるには直接効果と共に λ_2 を通じた間接効果を含めて考える必要のあることが分かる。

直接効果である役員持株比率の係数の値は 0.056 で、1%水準で有意に正である。しかし λ_2 を通じた間接効果の値は -0.064 で直接効果を相

表8 sample selection モデルの推計結果

被説明変数 説明変数	パターン①				パターン②				パターン③			
	(配当額+自己株式取得額) / 簿価資本 (%)			λ_2 を通じた間接効果	配当額 / 簿価資本 (%)			自己株式取得額 / 簿価資本 (%)			λ_2 を通じた間接効果	
係数	標準誤差	p 値	係数		標準誤差	p 値	係数	標準誤差	p 値			
定数項	-0.127	0.300	0.67		2.649	1.401	0.06		3.184	3.566	0.37	
役員持株比率 t-1	0.056	0.017	0.00	-0.064	-0.011	0.013	0.37		0.290	0.192	0.13	-0.297
赤字会社役員持株比率 t-1	-0.070	0.028	0.01	0.010	-0.001	0.023	0.95		-0.351	0.210	0.10	-0.103
簿価資本比率 t-1	0.920	0.052	0.00	0.028 *	0.378	0.048	0.00		1.204	0.281	0.00	0.202 *
利益率 t-1	0.141	0.019	0.00	-0.060	0.013	0.015	0.40		0.151	0.129	0.24	-0.028
利益率の差	-0.190	0.027	0.00	-0.049	0.046	0.023	0.04		-0.332	0.162	0.04	0.196
利益率の変動 t-1	0.211	0.031	0.00	-0.059 *	0.009	0.028	0.76		0.180	0.116	0.12	-0.027 *
負債比率 t-1	0.028	0.005	0.00	-0.029	0.004	0.005	0.41		0.028	0.034	0.42	-0.078
現金有価証券比率 t-1	0.058	0.007	0.00	-0.063 *	0.016	0.007	0.02		-0.007	0.058	0.90	-0.035 *
2007 年度ダミー	0.069	0.155	0.66		0.353	0.137	0.01		0.046	1.114	0.97	
2008 年度ダミー	0.894	0.159	0.00		0.655	0.146	0.00		-0.358	1.186	0.76	
λ_1	0.800	0.562	0.15		0.084	0.396	0.83		-0.451	1.339	0.74	
λ_2	-8.580	1.680	0.00		1.096	0.661	0.10		-22.395	9.596	0.02	

注) 間接効果は 2008 年度 = 1 で計算。

注) * は該当する間接効果が統計的に有意ではないことを示す。

売上高の間接効果 0.292 0.763
借入社債比率の間接効果 0.002 0.006

Adj R2 0.159 0.197 0.03
N 5115 661 461

殺していることがうかがわれる・これからすれば役員持株比率の上昇が還元比率に与える効果はほぼ0である。赤字企業役員持株比率の係数は1%水準で有意に負で、その値は-0.070である。 λ_2 を通じた間接効果の値は0.010である。両者を合計した効果は-0.060で、赤字企業の役員持株比率の上昇は還元比率を抑制していることが分かる。

パターン1の推計において、その他の説明変数で注目されるのは簿価資本比率の直接効果と売上高の間接効果が大きな正の効果を持っていることである。これはパターン2、パターン3においても共通する。簿価資本比率は投資機会の多い、成長余力が高い会社と考えられる。日本では、成長余力の高い大企業ほど還元比率、配当比率、自社株取得比率の高いことが示される。

(パターン2)

λ_1 の係数と λ_2 の係数はいずれも5%水準で統計的に有意ではない。このケースでは間接効果は統計的に有意ではないので、直接効果だけを考えればよいことになる。役員持株比率の係数も赤字会社役員持株比率の係数も統計的に全く有意ではない。配当のみを行っているこのケースでは、配当比率に役員持株比率も赤字会社役員持株比率も影響を与えていないことが分かる。

現金有価証券比率の上昇が配当比率を高めている。この点は還元比率のケースと共通する。

(パターン3)

自己株式取得比率の推計では λ_1 の係数は5%水準で有意ではない。 λ_2 の係数は5%水準で有意である。これから説明変数の自己株式取得比率に与える影響を考えるには直接効果と共に λ_2 を通じた間接効果を含めて考える必要がある。役員持株比率の係数も赤字会社役員持株比率の係数も統計的に5%水準で有意ではない。しかし間接効果の値は、-0.297と-0.103である。これから役員持株比率、赤字会社役員持株比率の上昇は自己株式取得比率を大きく抑制することが分かる。

定式化の変更に結果が頑健かどうかを見るために、利益率に替えてROA、売上高に替えて総資産用いた推計も行ったが以上の結果に大きな変化

は見られなかった。

終わりに

本講では、我が国企業の還元政策について、配当と自己株式取得が代替関係に立つか補完関係に立つのか、あるいはそもそも独立してなされるのかを明示的に考慮して検証を行った。その結果

① 配当実施と自己株式取得は補完関係に立つ。株主還元政策の分析に当たり、両者の関係を明示的に考慮する必要がある。

ことを明らかにした。その上で役員持ち株比率のガバナンス上の問題を検討し

② 役員持ち株比率が上昇するほど赤字企業でも配当実施確率、自己株式取得確率は上昇している、全サンプルの約8割を占める配当実施かつ自己株式取得実施のグループでは、役員持ち株比率が上昇するほど、赤字企業でも還元比率が上昇し、役員持ち株により深刻なエージェンシー問題が発生している。

ことを明らかにした。

ただし本講に残された課題も大きい。それは自己株式取得割合の比率で企業が大きく2分されることである。きわめて自己株式取得割合の比率が低いグループは、それが株主側の発案によるものではないかと本文に記載した。それは筆者の推測によるもので、統計的な裏付けを持った推論ではない。このことが本講の結論に影響した可能性は否定できない。この点は今後の残された大きな課題である。

参考文献

- 上野陽一・馬場直彦 [2005] 「我が国企業による株主還元政策の決定要因：配当・自社株消却のインセンティブを巡る実証分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No5-J-6
- 久保克行・斉藤卓爾 [2009] 「配当政策と経営者持ち株：エントレンチメントの観点から」『経済研究』60巻1号、pp47-59
- 佐々木寿記 [2011] 「日本企業のペイアウト政策に関する実証分析」HERMES-IR, 2011-3-23

- 胥鵬 [2003] 「経営者の報酬制度とコーポレー
ト・ガバナンス」『ファイナンス・レビュー』
68号、pp.79-101
- 松浦克己・コリン・マッケンジー [2009] 『ミク
ロ計量経済学』 東洋経済新報社
- Allen, F and R, Michery [2002], “Payout Policy” In G,
Constantinides M, Harris and R, Stultz(Eds)
Handbook of The Economics of Finance, North-
Hollsnd
- Beave, A, J. Graham H, Campbell and R, Michery
[2005] “Payout Policy in the 21st Century” Journal
of Financial Economics, vol77, No3, pp.483-527
- Brown, J N. LLiang and S. Weisberner [200735-1965]
“ExecutiveFinancial Incentives and Firm Payout
Policy: Firm Responseto the 2003 Dividend Tax
Cut” the Journal of Finance, vol62, No4, pp.1935-
1965
- Cragg, J. G [1971], “Some Stastical Models for
Limited Dependent Variables with Application to
the Demand for Durable Goods,” *Econometrica*
vol39, No5, pp829-844
- Fama, E and K. French [2001], “Disappearing
Dividends: Changing From Characterristics or
Lower Propensity to Pay? ” *Journal of Financial
Economics*, vol, 60, issue, No1 pp3-43
- Fenn, G snd LN, Liang [2001] “Corporate Payout
Policy and managerial StockIncentives” *Journal
Financial Economics* vol60, pp.45-72
- Greene, W. H. [2003], *Econometric Analysis*, 5th
edition, Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.
- Kubo, K and T, Saito [2008], “The Relationship
Between Financial Incentives For Company
Presidents and Firm Performance in Japan,” *The
Japanese Economic Review*, vol59, No4 pp.401-418
- Michael, J [1986] “Agency Costs of Free Cash Flow,
Corporate Finance and Takeovers” *American
Economic Review* Vol76, No, 2 pp.323-329
- Skinner, D “The Eolving Relation between Earnings,
Dividends,and stock Repurchases” *Journal of
Financial Economics* Vol87. No2, pp582-609