法政大学学術機関リポジトリ
HOSEI UNIVERSITY REPOSITORY

PDF issue: 2025-07-05

役員賞与と配当

XU, Peng / 胥, 鵬

(出版者 / Publisher)
法政大学経済学部学会
(雑誌名 / Journal or Publication Title)
The Hosei University Economic Review / 経済志林
(巻 / Volume)
65
(号 / Number)
3
(開始ページ / Start Page)
115
(終了ページ / End Page)
132
(発行年 / Year)
1997-12-30

《研究ノート》

役員賞与と配当

胥　　鵬

1. はじめに

Xu（1997）によると，東証一部上場の機械・電機の 82 社の 1982 年度から 1990 年度までの 690 ケースの中，1 株年間配当が 5 円未満だったケースにおいて役員賞与がほとんど全額カットされていた。この事実は，役員賞与は従業員賞与と性格が異なるものであり，経営者のインセンティブ報酬として役割を担うことを示唆する。

Eastebrook（1984）では，持続的増配とエージェンシー・コストが大きく関連するという仮説が提示された。その後，Jensen（1986）では，使途が経営者の自由裁量下にあるフリー・キャッシュであるため，内部留保こそエージェンシー・コストの主な原因であると挙げられた。実証分析でも，株価に対して増配アナウンスは，同額の増益アナウンスの効果よりもはるかに強いことが実証されている。

企業利益が立証できない，または株主総会が取締役会に会計利益に応じて配当を支払わせることが実質的にはできない場合，経営者の報酬契約は会計利益よりも簡単に立証することができる配当に依存するようになる。

* この論文の作成にあたって，97 年日本ファイナンス学会で討論者の広田真人氏から有益なコメントをいただいてた。また，この論文は TCER，学術振興野村基金と法政大学から研究助成を受けた研究内容の一部である。上記の方々と諸財団に感謝したい。

これについては，Chang（1993）ではフリー・キャッシュ仮説に基づいて，不完全契約アプローチで分析が行われた。

この論文では，上述した実証分析と配当に関する理論分析に基づいて，われわれは役員賞与の決定要因を推定し，今までの研究と違う角度から不完全契約のアプローチで日本企業における役員賞与と配当政策との関係を実証分析する。役員賞与が年間1株あたり配当が5円未満のときに全額カットされるというデータの性質から，Yemarch（1995）と同様にわれわれはサンプル・セレクションとTobitモデルで役員賞与を推定する。

論文構成は以下のとおりである。まず，第2節ではサンプルについて説明し，役員賞与と配当との関連についての簡単な統計データを紹介する。第3節は，役員賞与に関する推定結果を説明し，第4節で結論を述べる。

2. 役員賞与のカット基準

この研究で用いられたサンプル企業は，97年日経225製造業の147社，期間は1980年度～1993年度の14年間である。データ・ソースは有価証券報告書である。なお，役員報酬が報告されなかった社・年は除かれている。決算期間が12月未満の決算のフロー変数は，年次換算されている。

まず，表1に示した結果からわかるように，1980年度～1993年度の間に役員賞与を支払った1494ケースのうち，1株あたり年間配当が5円未

表1　役員賞与を支払ったサンプルにおける1株あたり年間配当額の頻度分布（FY 80～FY 93）

	頻　度	%	累積頻度	累 積 %
3円	27	1.8	27	1.8
4円	54	3.6	81	5.4
5円	444	29.7	525	35.1
6円	345	23.1	870	58.2
7円	246	16.5	1,116	74.7
8円	378	25.3	1,494	100.0

表2　役員賞与を支払ったサンプルにおける1株あたり年間配当額の頻度分布（FY 80～FY 86）

	頻　度	%	累積頻度	累 積 %
3円	21	2.7	21	2.7
4円	31	4.1	52	6.8
5円	268	35.0	320	41.8
6円	156	20.4	476	62.2
7円	123	16.1	599	78.3
8円	166	21.7	765	100.0

表3　役員賞与を支払ったサンプルにおける1株あたり年間配当額の頻度分布（FY 87～FY 93）

	頻　度	%	累積頻度	累 積 %
3円－	6	0.8	6	0.8
4円－	23	3.2	29	4.0
5円－	176	24.1	205	28.1
6円－	189	25.9	394	54.0
7円－	123	16.9	517	70.9
8円－	212	29.1	729	100.0

満だったのはわずか81ケース（5.4%）に過ぎない。期間を二等分にして，1980年度～1986年度の間に役員賞与を支払った765ケースについては1株あたり年間配当が5円以上のケースは93.2%（713ケース）を占めており，1980年度～1986年度の間に役員賞与を支払った729ケースに占める1株あたり年間配当が，5円以上のケースのパーセンテージは96%（720ケース）にも達している。結果は表2と表3に示してある。

他方，表4に示した1980年度～1993年度の間に役員賞与を全額カットした385ケースの配当の分布を見ると，1株あたり年間配当が5円以上のケースはわずか8.9%（71ケース），そのうちの6ケースは当期純利益が負であった。表5は，1980年度～1986年度の間に役員賞与を全額カットした232ケースのうちの1株あたり年間配当5円未満だった200ケースに当期純利益が負であった4ケースを加えると，その比率は87.9%に達する

表4　役員賞与を支払わなかったサンプルにおける1株あたり
年間配当額の頻度分布（FY 80～FY 93）

	頻　度	%	累積頻度	累 積 %
0円－	233	60.5	233	60.5
2円－	7	1.8	240	62.3
3円－	54	14.0	294	76.4
4円－	20	5.2	314	81.6
5円－	30	7.8	344	89.4
6円－	14	3.6	358	93.0
7円－	5	1.3	363	94.3
8円－	22	5.7	385	100.0

表5　役員賞与を支払わなかったサンプルにおける1株あたり
年間配当額の頻度分布（FY 80～FY 86）

	頻　度	%	累積頻度	累 積 %
0円－	157	67.7	157	67.7
3円－	32	13.8	189	81.5
4円－	11	4.7	200	86.2
5円－	14	6.0	214	92.2
6円－	4	1.7	218	94.0
7円－	2	0.9	220	94.8
8円－	12	5.2	232	100.0

表6　役員賞与を支払わなかったサンプルにおける1株あたり
年間配当額の頻度分布（FY 87～FY 93）

	頻　度	%	累積頻度	累 積 %
0円－	76	49.7	76	49.7
2円－	7	4.6	83	54.2
3円－	22	14.4	105	68.6
4円－	9	5.9	114	74.5
5円－	16	10.5	130	85.0
6円－	10	6.5	140	91.5
7円－	3	2.0	143	93.5
8円－	10	6.5	153	100.0

表7　1株あたり年間配当額と役員賞与の付与可能性（FY 80～FY 93）

1株あたり年間配当	頻　度	付与割合
0円－	122	0
2円－	5	0
3円－	71	0.38
4円－	69	0.77
5円－	470	0.94
6円－	357	0.97
7円－	249	0.98
8円－	400	0.95

表8　1株あたり年間配当額と役員賞与の付与可能性（FY 80～FY 86）

1株あたり年間配当	頻　度	付与割合
0円－	83	0
3円－	46	0.46
4円－	39	0.79
5円－	279	0.96
6円－	159	0.98
7円－	125	0.98
8円－	178	0.93

ことを示す。また，表6に1987年度～1993年度の間に役員賞与を全額カットした153ケースにしめる1株あたり年間配当5円未満，または当期純利益が負の比率は77.1%であると示されている。ちなみに，当期純利益が非正の場合は，役員賞与が付与されたケースは皆無に近い。

角度を変えて，配当から役員賞与支払いの状況を見ておこう。当期純利益が非正の場合に役員賞与が付与されないため，サンプルを当期純利益が正のケースに限定した。前述したことと表裏一体に，表7では，1株あたり年間配当が5円以上の場合には，役員賞与が支払われる確率は94%を超える。他方，配当3円未満の場合には役員賞与が確実にカットされる。1株あたり年間配当が3，4円の時に役員賞与が支払われたケースも見られる。ただし，それが全体に占める割合が非常に小さいため，5円配当か無配の二者択一の配当政策が考えられる。表8，表9に示した結果から分かるように，1980年度～1986年度と1987年度～1993年度の二つの期間における配当と役員賞与支払いの分布は，ほぼ同様であると言えよう。ちなみに，当期純利益が負かつ役員賞与が支払われたケースはわずか一つしかない。

以上の役員賞与を支払ったケースの配当分布と役員賞与をカットしたケースの配当分布の特徴から，Xu（1997a）で明らかにされた1株あたり年間

配当が5円未満または当期純利益が負であるという役員賞与の全額カット基準は，機械と電気機器産業だけではなくすべての製造業に適用できると言えよう。

さらに，役員賞与と役員報酬（定期給与）との比率を目安にして，役員賞与と配当との関係が表10〜12に示してある。全期間を通して，1株当たり年間配当が3円台の時に0.15（1.8ヶ月），4円台の時に0.16（1.9ヶ月分），5円台の時に0.2（2.4ヶ月分），6円台の時に0.23（2.8ヶ月分），7円台の時に0.28（3.4ヶ月），8円台の時に0.3（3.6ヶ月分）の定期給与年（月）額が役員所与としてそれぞれ支払われる。1980年度〜1986年度期については，役員賞与と定期給与年額（月額）との平均比率は，3円台の

表9 1株あたり年間配当額と役員賞与の付与可能性（FY 87〜FY 93）

1株あたり年間配当	頻度	付与割合
0円−	39	0
2円−	5	0
3円−	25	0.24
4円−	3	0.73
5円−	191	0.92
6円−	198	0.95
7円−	124	0.98
8円−	222	0.95

表10 1株あたり年間配当額と役員賞与・報酬比率（FY 80〜FY 93）

1株あたり年間配当	頻度	賞与／報酬
3円−	27	0.15
4円−	54	0.16
5円−	444	0.20
6円−	345	0.23
7円−	246	0.28
8円−	378	0.30

表11 1株あたり年間配当額と役員賞与・報酬比率（FY 80〜FY 87）

1株あたり年間配当	頻度	賞与／報酬
3円−	21	0.16
4円−	31	0.17
5円−	268	0.21
6円−	156	0.26
7円−	123	0.32
8円−	166	0.32

表12 1株あたり年間配当額と役員賞与・報酬比率（FY 87〜FY 93）

1株あたり年間配当	頻度	賞与／報酬
3円−	6	0.14
4円−	23	0.15
5円−	176	0.17
6円−	189	0.21
7円−	123	0.24
8円−	212	0.30

0.16（1.9），4円台の0.17（2.1），5円台の0.21（2.5），6円台の0.26（3.1），7円台の0.32（3.8），8円台の0.32（3.8）の順となっている。1987年度～1993年度については，役員賞与と定期給与年額（月額）との平均比率は，3円台の0.14（1.7），4円台の0.15（1.8），5円台の0.17（2.0），6円台の0.21（2.6），7円台の0.24（2.7），8円台の0.3（3.6）の順となっており，1980年度～1986年度期と比べてやや低下しした。

どの期間においても，役員賞与と役員報酬との比率は1株あたり年間配当が増えるにつれて増加する。全額カットまで考慮すると，日本の製造業の大企業においては，従業員の賞与と異なって，役員賞与は経営業績，とりわけ，配当に応じて大きく変動するのである。

3.　役員賞与の決定

(1)　役員賞与と株主出資額配当利回り

役員賞与は損益計算書における利益処分として扱われ，法人税法上，定期的に支払われる役員報酬と違って，損金算入は認められていない。まず，各社が以下のような配当に基づいて役員賞与の総額を決定するとする。もし，役員賞与が株主に配当を支払うインセンティブのコミットメントであれば，

$$役員賞与総額 = \alpha + \beta\,配当総額$$

が成立する。したがって，

$$役員賞与総額 = \alpha + \beta\,配当総額 + \gamma\,内部留保総額$$

という定式で役員賞与を推定すれば，$\gamma = 0$ という仮説は棄却されなければならない。少なくとも，推定された β は γ の推定値をはるかに上回らなければならない。さらに，説明変数に会社規模の代理変数を入れると，

$$役員賞与総額 = \alpha + \beta\,配当総額 + \gamma\,内部留保総額 + \delta\,会社規模$$

利益か規模かという従来の仮説をも検定することができる。残念ながら，このまま推定すると，多重共線問題に悩まされることが多い[1]。そのために，役員報酬を推定するためのいろいろな定式化が試みられてきた。

ここで，われわれは以下の定式で多重共線性問題を回避して，役員賞与を推定する。

$$役員賞与総額／(資本金＋資本準備金) = \alpha + \beta\,配当総額／(資本金＋資本準備金) + \gamma\,内部留保総額／(資本金＋資本準備金)$$

商法上，新株発行などの価額は資本金と資本準備金に組み込まなければならない。ここで，資本金と資本準備金の合計は，株主が今まで払い込んだ金額である。これを株主出資額と呼ぼう。コーポレート・ガバナンスは，いかに株主にリスクに見合う配当を支払うことにコミットするかという観点から，配当総額／(資本金＋資本準備金)，すなわち，配当株主出資額利回りは，不完全契約における経営業績の測度として相応しいといえよう。この経営業績に応じて，当期純利益の一部をインセンティブ報酬として役員賞与の形で取締役に支払う。

通常，非常勤または兼任常務以上の取締役の報酬と賞与は，常勤常務以上の役員と比べて低い。また，役員賞与と役員賞与に使用人取締役の役員手当ての分しか計上されない。これらの役員構成の影響をコントロールするために，常務以上の常勤取締役と常勤監査役，常務以上非常勤役員，常勤使用人取締役，兼務平取締役と非常勤監査役の人数を，株主出資額で割った比率をも説明変数に加える。規模をコントロールするために，実質株主出資額，実質売上高などをも説明変数に加える。データが censored であるため，われわれは sample selection モデルで 1 単位株主出資額当たり役員賞与を推定する。被説明変数と説明変数は以下の通りである。

Probit モデル

被説明変数：役員賞与の付与の有無

説明変数

Constant：定数項

DIVIDPS：1 株当たり年間配当額

RETPS：1 株当たり年間内部留保額

MZOSHI：無償増資または株式分割

回帰モデル

被説明変数：役員賞与総額／（資本金＋資本準備金）

説明変数

Constant：定数項

RDCAP：年間配当総額／(資本金＋資本準備金)

RRETC：年間内部留保／(資本金＋資本準備金)

LEMPL：Log（従業員数）

LSLS：Log（実質売上高）

LCAPITAL：Log（実質（資本金＋資本準備金））

RJC：常務以上常勤取締役と常勤監査役の人数／(資本金＋資本準備金)

RPARTJC：常務以上非常勤取締役数／(資本金＋資本準備金)

REMPLDC：使用人取締役数／(資本金＋資本準備金)

RPARTEDC：兼任平取締役数／(資本金＋資本準備金)

RKANSAC：非常勤監査役数／(資本金＋資本準備金)

まず，表 13 に示した全期間に関する推定結果から，役員賞与が支払われる確率に対して，どの方程式においても 1 株当たり配当の効果は，1 株当たり内部留保の効果の 4 倍弱である。役員賞与については，株主出資金 1000 億円の会社は，配当が 10 億円増加すると役員賞与総額は少なくとも

表 13　役員賞与／株主出資額に関するサンプル・セレクション・モデル推定結果（FY1980～FY1993）

	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3
Probit モデル推定結果（被説明変数：役員賞与の付与の有無）			
パラメーター	係数推定値	係数推定値	係数推定値
Constant	.088092	.089402	.084026
	.055042	.055019	.055160
MZOSHI	9.15082	9.20922	9.03913
	2.03862	2.03992	2.03780
DIVIDPS	.094590	.094514	.094947
	.82649E-02	.827063E-02	.824705E-02
RETPS	.022481	.022521	.022564
	.29633E-02	.296856E-02	.295225E-02
回帰モデル分析結果（被説明変数：役員賞与／株主出資額）			
パラメーター	係数推定値	係数推定値	係数推定値
Constant	.222195E-02	.166527E-02	.322990E-02
	.220168E-03	.222672E-03	.230601E-03
RDCAP	1.23747	1.14699	.948240
	.114548	.118333	.101962
RRETC	.172865	.184052	.182708
	.015539	.015858	.015093
LEMPL	−.243590E-03		
	.257952E-04		
LSLS		−.189661E-03	
		.282128E-04	
LCAPITAL			−.441963E-03
			.327713E-04
RJC	1.76554	1.78118	1.43964
	.118092	.121315	.119593
RPARTJC	−.966940	−.907786	−.797072
	.642159	.650519	.623804
REMPLDC	.830357	.857599	.514074
	.102770	.105419	.105100
RPARTEDC	−.125856	.106677	−.071638
	.247811	.248883	.239051
RKANSAC	1.21382	1.27150	1.19412
	.317057	.321200	.307986
σ	.810392E-03	.820477E-03	.789537E-03
	.165576E-04	.166752E-04	.162009E-04
ρ	−.281780	−.276768	−.302766
	.083347	.082611	.078056
Log（尤度関数）	−7771.30	−7750.47	−7814.05

観測値数：1879　正の観測値数：1494　正の観測値の百分比：0.795104
上段の数字は係数推定値，下段の数字は標準誤差

948万円増加する（表13のEQ.3)。これに対して，10億円の内部留保増に対して役員賞与総額は182万円程度しか増加しないのである。したがって，同額の増配の効果は内部留保増の効果の5倍強である。

1980年度～1986年度の間の推定結果（表14）から，株主出資金1000億円の会社において，配当金が10億円増加すると，役員賞与総額は少なくとも1420万円増える。一方，同額の内部留保増は役員全体に多くても197万円の収入増しかもたらさない。前者の効果は後者の7倍強である。役員賞与が全額カットされない確率については，配当の効果は内部留保の効果の15倍も大きい。

1987年度～1993年度期になると，配当の効果が1980年度～1986年度期の半分以下に低下した結果，株主出資金1000億円の会社における10億円の増配に対して，役員賞与総額は多くても778万円程度しか増えない（表15)。内部留保効果については，10億円増額すると役員のインセンティブ報酬は160万円前後増加する。増配効果と内部留保増の効果の差は，5倍以下に縮小した。また，役員賞与が支払われる確率に対して，配当の効果は，前半期間で推定された高価と比べて約3分の1に減少し，内部留保の効果との差も15倍から2倍弱までに縮小した。

内部留保総額／(資本金＋資本準備金）の係数が0に等しいという結論までには至らなかったが，どの期間においても推定された配当の役員賞与総額に対する効果は，同額の内部留保増の4倍以上に大きい。このことから，役員賞与は会計利益よりも配当に強く依存する。企業収益が立証できない（verifiable）場合，企業収益ではなく配当に依存するインセンティブ報酬の不完全契約は，経営者に正直に企業収益を開示し，かつ，株主に配当を支払う動機づけを与えるのである。日本企業における役員賞与の決定は，不完全契約理論の分析結果と整合する。

時間とともに増配の役員賞与に対する効果が低下し，かつ，内部留保増の役員賞与に対する効果との差が縮小した事実は，日本企業のコーポレート・ガバナンス構造が変化したことを示唆する。とりわけ，時価増資で株

表 14　役員賞与／株主出資額に関するサンプル・セレクション・モデル推定結果（FY1980～FY1986）

	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3
Probit モデル推定結果（被説明変数：役員賞与の付与の有無）			
パラメーター	係数推定値	係数推定値	係数推定値
Constant	−.234189	−.234029	−.239765
	.081737	.081737	.081824
MZOSHI	9.47487	9.55819	9.38449
	2.41859	2.42004	2.41227
DIVIDPS	.169879	.170160	.169666
	.016328	.016312	.016313
RETPS	.637146E-02	.618297E-02	.665028E-02
	.394756E-02	.391935E-02	.397607E-02
回帰モデル分析結果（被説明変数：役員賞与／株主出資額）			
パラメーター	係数推定値	係数推定値	係数推定値
Constant	.273611E-02	.229721E-02	.447583E-02
	.382243E-03	.383078E-03	.380526E-03
RDCAP	1.58776	1.65962	1.42006
	.184654	.196437	.165920
RRETC	.180868	.192449	.197449
	.021792	.022287	.020731
LEMPL	−.326781E-0		
	.435580E-04		
LSLS		−.306627E-03	
		.487649E-04	
LCAPITAL			−.684981E-03
			.558355E-04
RJC	1.83332	1.77883	1.38684
	.168397	.174063	.166457
RPARTJC	−1.34671	−1.31992	−.959288
	.827289	.836365	.785322
REMPLDC	.678831	.680387	.200583
	.150090	.153703	.151103
RPARTEDC	−1.15912	−.972157	−.923269
	.451311	.457843	.427674
RKANSAC	1.68196	1.86590	1.48622
	.461713	.466292	.437649
σ	.944939E-03	.952884E-03	.904500E-03
	.260310E-04	.259313E-04	.259812E-04
ρ	−.226521	−.205671	−.310112
	.121216	.121586	.107665
Log（尤度関数）	−3850.39	−3842.53	−3892.30

観測値数：997　正の観測値数：765　正の観測値数比率：0.767302
上段の数字は係数推定値，下段の数字は標準誤差

表 15　役員賞与／株主出資額に関するサンプル・セレクション・モデル推定結果（FY1987～FY1993）

	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3
Probit モデル推定結果（被説明変数：役員賞与の付与の有無）			
パラメーター	係数推定値	係数推定値	係数推定値
Constant	.346715	.348507	.342404
	.082959	.082870	.083114
MZOSHI	7.49420	7.59402	7.50011
	3.95159	3.95546	3.92587
DIVIDPS	.059875	.059762	.060145
	.010191	.010199	.010187
RETPS	.029990	.030065	.030222
	.429885E-02	.430610E-02	.430526E-02
回帰モデル分析結果（被説明変数：役員賞与／株主出資額）			
パラメーター	係数推定値	係数推定値	係数推定値
Constant	.159906E-02	.931139E-03	.228309E-02
	.247822E-03	.247083E-03	.275237E-03
RDCAP	.778250	.611317	.673857
	.142778	.146548	.129596
RRETC	.162246	.179152	.156076
	.021605	.021577	.021166
LEMPL	−.153778E-03		
	.289253E-04		
LSLS		−.782584E-04	
		.308321E-04	
LCAPITAL			−.280463E-03
			.384428E-04
RJC	1.75673	1.84938	1.48746
	.163919	.166715	.169546
RPARTJC	−4.06507	−3.31653	−4.75074
	1.82104	1.84350	1.79291
REMPLDC	1.19515	1.29638	.893925
	.146674	.152000	.155982
RPARTEDC	2.13806	2.22299	2.24107
	.494203	.501011	.485569
RKANSAC	−.945139	−1.01290	−.771820
	.431239	.436494	.425035
σ	.589144E-03	.596825E-03	.580338E-03
	.170346E-04	.172741E-04	.168276E-04
ρ	−.248608	−.252166	−.269634
	.131016	.131285	.122206
Log（尤度関数）	−4054.01	−4043.45	−4065.90

観測値数：882　正の観測値数：729　正の観測値数比率：0.826531
上段の数字は係数推定値，下段の数字は標準誤差

主出資額が急増したにもかかわらず，額面配当政策が維持されていたことは挙げられる。ただし，この事実は市場に認識されるまでには時間がかかったと思われる。

(2) 役員賞与・定期給与比率の決定

従業員の賞与を算定する際に，定期月給をベースにして，定期月給の何ヶ月分という形で決定される。本研究では，われわれは役員賞与と役員報酬（定期給与）との比率をも以下の定式で推定する。

役員賞与総額／役員報酬（定期給与）＝α＋β 1 株あたり年間配当
＋γ 1 株あたり内部留保

説明変数に無償増資または株式分割も加える。既に説明したように，データが censored であるため，以下の説明変数を用いて Tobit モデルで役員賞与・定期給与比率を推定する。

Constant：定数項
MZOSHI：無償増資または株式分割
DIVIDPS：1 株当たり年間配当額
DIVIDPSA：無償増資または株式分割で調整した 1 株当たり年間配当額
RETPS：1 株当たり年間内部留保額
SLSPS：1 株当たり年間配当額

まず，全サンプルについての推定結果（表 16）を見ると，1 株あたり 1 円増配すれば，役員賞与は報酬の 0.0118（0.141 ヶ月分）だけ増加する。これに対して，同じく 1 株あたり内部留保 1 円増の効果は 0.0017（定期給与の 0.02 ヶ月分），同額の増配の効果と比べて 7 分の 1 弱である。10：1 の無償増資は役員賞与を報酬の 0.073（0.8 ヶ月分）だけ増加させる。表 17 に示した 1980 年度～1986 年度期間サンプルに関する推定結果から，1 株あたり 1 円増の役員賞与に対する効果は 0.013 に増加し，1 株あたり内部留保 1 円増の効果の 13 倍に相当する。無償増資の効果は全サンプルの推

表 16　役員賞与・報酬比率に関する Tobit モデル推定結果（FY1980～FY1993）

	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3	EQ. 4
パラメーター	係数推定値	係数推定値	係数推定値	係数推定値
Constant	0.074118	0.007391	0.075013	0.072805
	6.76E-03	6.75E-03	6.73E-03	7.58E-03
MZOSHI	0.725947		0.631217	0.727808
	0.125232		0.125906	0.125287
DIVIDPS	0.011836			0.011756
	1.00E-03			1.02E-03
DIVIDPSA		0.012294	0.0117	
		9.97E-04	9.95E-04	
RETPS	1.67E-03	1.72E-03	1.68E-03	1.65E-03
	2.13E-04	2.15E-04	2.14E-04	2.20E-04
SLSPS				2.25E-06
				5.85E-06
σ	0.158354	0.159595	0.158397	0.158308
	3.04E-03	3.07E-03	3.04E-03	3.04E-03
Log（尤度関数）	−267.501	−254.221	−266.711	−267.575

観測値数：1879　正の観測値数：1494　正の観測値数比率：0.795104
上段の数字は係数推定値，下段の数字は標準誤差

表 17　役員賞与・報酬比率に関する Tobit モデル推定結果（FY1980～FY1986）

	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3	EQ. 4
パラメーター	係数推定値	係数推定値	係数推定値	係数推定値
Constant	0.068066	0.072447	0.069525	0.072929
	9.87E-03	9.85E-03	9.80E-03	0.011032
MZOSHI	0.793431		0.683482	0.783002
	0.15819		0.160154	0.158642
DIVIDPS	0.013875			0.014222
	1.66E-03			1.71E-03
DIVIDPSA		0.014959	0.013599	
		1.64E-03	1.65E-03	
RETPS	1.04E-03	9.94E-04	1.06E-03	1.01E-03
	3.44E-04	3.47E-04	3.44E-04	3.54E-04
SLSPS				−7.96E-06
				8.14E-06
σ	0.171624	0.173486	0.171713	0.171738
	4.64E-03	4.69E-03	4.64E-03	4.65E-03
Log（尤度関数）	−50.5339	−40.7133	−49.7523	−51.0197

観測値数：997　正の観測値数：765　正の観測値数比率：0.767302
上段の数字は係数推定値，下段の数字は標準誤差

表 18　役員賞与・報酬比率に関する Tobit モデル推定結果（FY1987～FY1993）

	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3	EQ. 4
パラメーター	係数推定値	係数推定値	係数推定値	係数推定値
Constant	0.073272	0.074496	0.073767	0.063558
	9.39E-03	9.36E-03	9.35E-03	0.01052
MZOSHI	0.474307		0.386497	0.49031
	0.235423		0.235863	0.234659
DIVIDPS	0.011219			0.010638
	1.25E-03			1.27EE-03
DIVIDPSA		0.011294	0.011162	
		1.24E-03	1.24E-03	
RETPS	2.25E-03	2.29E-03	2.24E-03	2.09E-03
	2.74E-04	2.73E-04	2.74E-04	2.82E-04
SLSPS				1.78E-05
				8.69E-06
σ	0.14294	0.143192	0.142943	0.142436
	3.90E-03	3.90E-03	3.90E-03	3.88E-03
Log（尤度関数）	−232.877	−231.429	−232.769	−234.963

観測値数：882　正の観測値数：729　正の観測値数比率：0.826531
上段の数字は係数推定値，下段の数字は標準誤差

定係数とほとんど変わらない。1987 年度～1993 年度期については，表 18 に示したように，10：1 無償増資の役員賞与に対する効果は 0.47 に低下し，1 株あたり 1 円増配の効果は 0.11，同額の内部留保増の効果は 1980 年度～1986 年度期の 2 倍の 0.022 に大きく変化した。したがって，役員賞与に対して，同額の増配と内部留保増の効果の差は，1980 年度～1986 年度期の 13 倍から 1987 年度～1993 年度期の 5 倍に縮小した。これは，3 節の(1)の結果と整合している。

1 株あたり配当を 1 株あたり配当（1＋無償増資比率）で調整したり，1 株あたり配当を 1 株あたり配当（1＋無償増資比率）で調整して無償増資を説明変数から除いたりして，各期間について推定を行った。推定結果は，1 株当たり年間配当，無償増資または株式分割を説明変数として用いた推定結果と比べてほとんど変化が見られない。また，1 株あたり売上高を説明変数に加えて推定すると，87 年度～93 年度期のみ 5% レベルで統計的有意な正の効果が確認された。無償増資の効果の低下，同額の 1 株あたり

増配と内部留保増の効果格差の縮小とあわせて考えれば，80年代の後半から役員賞与と配当との関連は弱まったと考えられる。

4. 終わりに

役員賞与と配当との関係を実証分析した結果から，1株当たり年間配当が5円未満または当期純利益が負であるという役員賞与全額カットの基準は，製造業全体に広く適用されることがわかる。また，単位当たり株主出資額役員賞与にしても，役員賞与・報酬（定期給与）にしても，増配の効果と同額の内部留保増の効果は，4倍から13倍までの開きが見られる。役員賞与が支払われる確率に対しても，配当の効果は内部留保の効果を上回る。

内部留保が役員賞与に全く影響を及ぼさないことを確認するまでには至らなかったが，配当の役員賞与に対する効果が内部留保の効果を大きく上回ることは，株主にとっては配当と内部留保が異なる意味を持つことを示唆する。この事実は，役員賞与に日本企業の経営者が株主に配当を支払うインセンティブがコミットされていることを示唆し，近年のフリー・キャッシュ仮説に基づく不完全契約理論の分析結果と整合的である。したがって，日本企業の経営者は外部からの圧力ではなく，内部の業績給に織り込まれたインセンティブを通じて，株主に配当を支払うことにコミットするのである。

80年代後半から，役員賞与に対して，配当の効果が低下し，かつ，内部留保の効果との差が急速に縮小した。この事実から，時価ベースで急増する株主出資額と額面ベースの配当政策のアンバランスが浮き彫りにされた。株主利益を議論する際に，この変化も留意されるべきであろう。

コーポレート・ファイナンスとコーポレート・ガバナンスという2つの側面から，日本企業の配当政策と経営者インセンティブ，とりわけ，役員賞与のありかたとの関連を分析することは，この論文ではじめて試みられ

た。研究結果から，株主にリスクに見合う配当を支払うことにコミットするためには，経営者報酬と配当とのリンクを強めることが有効であり，株式市場で配当政策を公約する手段として用いることも考えられる。

《注》

（1） このサンプルについては，配当総額，内部留保総額，売上高などを役員数で割っても，各説明変数の間に相関係数が 0.7 以上の強い相関が見られる。

参考文献

Amemiya, T. (1985). Advanced Econometrics, Harvard University Press.

Chang, C. (1993). Payout policy, capital structure, and compensation contracts when managers value control, *Review of Financial Study* **6**, 911–933.

Eastebrook, F. H. (1984). Two agency-cost explanation of dividends, *The American Economic Review* **74**, 650–659.

Jensen, M. (1986). Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers, *The American Economic Review* **76**, 322–329.

Maddala, G. S. (1983). Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press.

Xu, P. (1997a). Executive salaries as prizes of tournaments, and executive bonuses as managerial incentives in Japan, *Journal of Japanese and International Economies* 11, 319–346.

Xu, P. (1997b). Executive bonuses and dividend policy in Japan, mimeo, Hosei University.

Yermack, D. (1995). Do corporations award CEO stock options effectively? *Journal of Financial Economics* **39**, 237–269.

胥　鵬 (1992),「日本企業は従業員主権型か」，日本経済研究センター『日本経済研究』，No. 23 : 29–46。

(1993),「日本企業における役員賞与と経営者」，日本経済研究センター『日本経済研究』No. 24 : 73–96。

(1996),「経営者インセンティブ」，伊藤秀史編『日本の企業システム』第1章，東京大学出版会