【論　説】

日本企業における社外取締役と役員報酬の関係

三　輪　晋　也

目　　次

1. はじめに
2. 社外取締役と役員報酬の関係
3. 実証分析の方法
4. 実証結果の検討
5. おわりに

1. はじめに

2010 年 3 月に，金融庁が「企業内容等の開示に関する内閣府令改正」を公布・施行し，同年の 3 月期決算の上場企業から，1 億円以上の報酬を得た役員に関して，報酬額の個別開示が義務付けられた。「週刊エコノミスト（2010 年 7 月 20 日号）」の調査によれば，役員報酬を 1 億円以上支給した企業は 113 社であり，一部の日本企業は高額な役員報酬を支給していることが明らかとなった。

日本企業では，定款の規定がない場合，株主総会で役員報酬の総額の最高限度額が決定される [1)]。このため，報酬額の妥当性について，株主のチェック機能が働くことが期待される。しかし，多数の日本企業は企業集団内で株式の持合いを行っているため，経営者が作成した議案が株主総会で採択される可能性は高いと推測される。また，役員報酬の算定方針はブラック・ボックスとされている。

社外取締役は，株主の利益を代表して意思決定することが求められている。

このため，社外取締役が役員報酬の決定に関与できる場合，過大な役員報酬の支払いを抑制できる可能性がある。本稿の目的は，日本企業の社外取締役が取締役の報酬額の決定に如何なる影響を及ぼすのか分析することである。

日本企業の役員報酬に関する先行研究は，企業業績の変化と役員報酬の変化の関係に関する実証的研究が主であり，社外取締役が日本企業の役員報酬にどのような影響を及ぼしているのかについての研究は少数である。社外取締役と日本企業の役員報酬の関係を実証分析した先行研究として，Basu et al.(2007)がある。Basu et al.(2007)は, 1992 年から 1996 年の日本企業のデータを用いて，社外取締役の登用の有無を示すダミー変数が役員報酬額に負の影響を及ぼすことを示した。この実証結果は，社外取締役が役員報酬を抑制する可能性があることを示唆している。

1997 年に, ソニーが執行役員制を日本で初めて導入し, ストック･オプション制も解禁された。また，2003 年には，商法改正により委員会等設置会社が導入されるなど，1997 年以降にコーポレート・ガバナンスに関連する制度が整えられてきた。このような制度改革により，日本企業の役員報酬にストック・オプションが組み込まれたり，社外取締役を登用する企業が増加するなど，新しいコーポレート・ガバナンスの仕組みを採用する企業が一部に出現している。

本稿では，近年の制度改革を反映した新しいデータを用いて，社外取締役が役員報酬額に及ぼす影響を分析する。そして，Basu et al.（2007）と同様に，社外取締役が役員報酬を抑制する役割を果たしているのか否か検証する。また, 役員報酬の削減は, 企業業績が低迷している時に特に求められる。Basu et al.（2007）では分析されていないが，本稿では，企業業績が高い企業のグループと低い企業のグループに対して，社外取締役の役員報酬額に及ぼす影響を分析し，両グループで実証結果に差があるか確認する。

日本企業を対象とした社外取締役に関する実証研究は，主に社外取締役と企業業績の関係について行われており，役員報酬の決定に際して，社外取締役がどのように関与しているのか十分に解明されていない。社外取締役の具

体的な役割を明らかにすることは，どのような社外取締役の行動が企業業績に影響を及ぼしているのか考察する上で，重要であると思われる。

本稿の構成は，次のとおりである。2節では，役員報酬の実証的研究を行った先行研究を紹介し，社外取締役が役員報酬にどのような影響を及ぼす可能性があるのか考察する。3節では実証分析の方法を説明し，4節では実証結果を検討する。5節は結論である。

2. 社外取締役と役員報酬の関係

本節では，社外取締役が役員報酬とどのような関係を有するのか考察する[2)]。

役員報酬と企業業績の関係を実証分析した先行研究は多数存在し[3)]，多くの先行研究は両者に正の関係があることを示している。この実証結果は，企業業績が反映されるように役員報酬額の調整が行われていることを示唆している。それでは，日本企業の社外取締役は役員報酬の構造や水準にどのような影響を及ぼしているのであろうか。

日本企業の社外取締役が役員報酬の構造に及ぼす影響についての実証研究として，坂和・渡辺（2009）や蟻川（2004）がある。坂和・渡辺（2009）は，1991年から1995年の日本の製造業企業のデータを用いて，役員賞与比率（=（役員賞与）／{（役員賞与）+（役員の給与）}）を被説明変数とし，社外取締役比率を説明変数とするトービット・モデルを利用した実証分析を行った。実証結果は，社外取締役比率の係数が負となり，社外取締役が登用されている企業がインセンティブ報酬を積極的に導入しているわけではないことが明らかになった。

蟻川（2004）は，1991年から2000年までの10年間の東証一部上場企業のデータを用いて，役員一人当たりの賞与の変化分を被説明変数とし，「社外取締役比率」と「ROAの変化分」の交差項を説明変数とする回帰分析を行った。実証結果から，社外取締役が経営者の報酬の業績連動性を低下させ，報酬制度を非効率化させる方向に機能している可能性があることが示された。

坂和・渡辺（2009）と蟻川（2004）の実証結果は，社外取締役が業績連動報酬の利用を抑制する可能性があることを示唆している。しかし，三輪（2008）は，2003年度の東証一部上場企業のデータを用いた実証分析を行い，社外取締役比率が高い企業では，ストック・オプションが採用される可能性が高いことを示している。この実証結果は，社外取締役が株価連動報酬の利用を促進する可能性があることを示唆している。

一般に役員報酬の決定プロセスはブラック・ボックスとされており[4)]，社外取締役が役員報酬の決定にどのような関与をしているのか不明である。しかし，坂和・渡辺（2009）や蟻川（2004），三輪（2008）の実証結果は，社外取締役が役員報酬の決定に何らかの関与をしている可能性があることを示唆している。

経営者は自身の効用を高めるため，多額の報酬を求める傾向があると推測される。そこで，彼らのお手盛りを防止する制度的仕組みが必要となる。社外取締役は，株主の利益を代表して行動することが期待されている。過大な役員報酬の支給は，株主の利益を毀損することになるため，社外取締役がこれを抑制することが望ましい。特に，企業業績が低迷している場合，社外取締役が役員報酬の支給を大幅に削減し，企業業績と役員報酬を連動させることが求められる。

しかし，社外取締役が過大な役員報酬の支払いを防止する役割を果たさない可能性もある。日本企業では，社長が取締役候補者の決定権を掌握している傾向があり[5)]，社外取締役がこれに恩義を感じていれば，たとえ企業業績が芳しくなくても，役員報酬を削減することを躊躇する可能性がある。また，監査役（会）設置会社では，社外取締役比率が低いため，社外取締役が役員報酬の削減を提案しても，社長の支配下にある社内取締役が，これに反対すれば，役員報酬の削減が実現しない可能性もある[6)7)]。

社長の報酬決定に誰の意見が反映されているのかを示す調査として，経済同友会のアンケート調査がある。同会は，会員企業に対してアンケート調査を行い，調査結果を『日本企業のCSR：現状と課題―自己評価レポート

2003』にまとめて発表した。その中で，「社長の報酬額を決定するにあたり，本人および社長経験者以外の意見を反映させる仕組みはありますか。」との質問に対して，「ない」と回答した企業は 42.2％であった。この調査結果は，一部の企業の社長の報酬額の決定において，社長自身の意見が反映されることを示している。社長の意見に他の社内取締役が同調すれば，取締役会で少数派の社外取締役の意見は退けられる可能性がある。

他方，委員会設置会社では社外取締役が過半数を占める報酬委員会を設置することが義務付けられているため，社内取締役よりも社外取締役の考えが役員報酬に反映されやすいと予想される。米国企業では，日本企業と比べて，社外取締役の登用に積極的であり，報酬委員会が設置されていることが多い。それでは，米国企業では，過大な役員報酬の支給が防止されているのであろうか。

Lambert et al.（1993）や Core et al.（1999）は，米国企業を対象とした実証分析を行い，CEO により指名された社外取締役が取締役会に占める割合が高いほど，CEO の報酬は高くなることを示した[8)]。これらの実証研究は，取締役会に社外取締役がいるだけで，CEO の報酬が削減されるわけではないことを示唆している。

日本企業の社外取締役が役員報酬の水準に及ぼす影響についての実証研究として，Basu et al.（2007）がある。彼らは，役員報酬額の自然対数を被説明変数とし，社外取締役が登用されている場合は 1 の値をとり，登用されていない場合は 0 の値をとるダミー変数を説明変数とする回帰式を用いて実証分析を行った。分析の結果，このダミー変数の係数は有意に負となり，社外取締役が役員報酬を抑制する可能性があることが示された。

本稿では，近年のデータを利用して，社外取締役が役員報酬に及ぼす影響を分析する。そして，米国企業と同様に，日本企業の社外取締役が役員報酬を抑制する役割を果たしていないのか，Basu et al.（2007）と同様に，社外取締役が役員報酬を抑制しているのか検証する。

3. 実証分析の方法

本稿の実証分析では，2006 年 8 月時点における東京証券取引所一部上場企業のクロスセクション・データを利用する。データの出所は，NEEDS-Cges（コーポレート・ガバナンス評価システム）に収録されている明細データと指標データである。NEEDS-Cges には 1,688 社のデータが収録されているが, データに欠損値などの不備がある観測値をサンプルから除外したため, サンプルの大きさは 1,115 となった。

取締役会の全てのメンバーに支給される総報酬額の自然対数（LN_BCOM）を被説明変数とする次の回帰式に対して [9]，最小二乗法（Ordinary Least Squares: OLS）による推定を行う [10]。

$$LN_BCOM = a_0 + a_1\ OD + a_2\ CEOO + a_3\ CROSS + a_4\ FO + a_5\ ODO + a_6\ COM + a_7\ ROA + a_8\ DAGE + a_9\ BSIZE + a_{10}\ SALE + u_1 \quad (1)$$

（a_0 ～ a_{10}：係数，u_1：誤差項）

また，(1)式の LN_BCOM に代えて，1 人当たりの取締役の報酬額の自然対数（LN_DCOM）を用いた場合の回帰分析も行い [11]，実証結果にどのような変化が見られるか確認する。さらに，(1)式の OD に代えて，経営者との利害関係が弱い社外取締役が取締役会に占める割合（IOD）を用いた場合の回帰分析も行う [12]。なお, (1)式の OD 以外の説明変数は, 制御変数（control variable）である。以下では，制御変数と被説明変数の関係について検討する [13]。

Finkelstein and Hambrick（1989）によれば，経営者の権限（managerial power）は経営者の株式所有の増加関数である。Lambert et al.（1993）は，CEO やその家族の持株比率を経営上の権限の一般的な尺度とみなして，CEO による報酬決定の権限が CEO の株式所有の増加関数であると仮定した

分析を行っている。本稿でも，社長級の持株比率（CEOO）が役員報酬に正の影響を及ぼすという仮説をたてる。

また，Finkelstein and Hambrick（1989）は，CEO 以外の経済主体による株式所有が経営上の権限に重大な影響を及ぼすと述べている。Lambert et al.（1993）は，CEO 以外の経済主体として，例えば，社外取締役や発行済株式の 5％以上を所有する大株主を取り上げ，経営者の権限がこれら経済主体の持株比率と負の関係を有すると仮定している。これは，社外取締役や大株主の存在により，経営者の権限が弱まる可能性があるためである。

日本では，企業集団で株式の持合いが行われており，持合い先の企業が自社の大株主になっている場合が多い。また，外国人株主はバブル崩壊以降にその持株比率を高め，一部の企業では大株主になっている。そこで，回帰式に,株式の持合い比率（CROSS）や外国人株主の持株比率（FO）を組み込む。本稿では，持合い先の企業や外国人株主，社外取締役の存在が経営者の権限を弱め，役員報酬を削減すると仮定して，CROSS，FO，社外取締役の持株比率（ODO）は役員報酬と負の関係を有するという仮説を立てる[14)]。

株主の利益を重視する社外取締役が取締役会に占める割合が高い企業では，社長による権限の行使が制限される可能性がある。例えば，委員会設置会社では，社外取締役が過半数を占める報酬委員会が設置されるため，社長が独断で役員報酬額を決定することは困難であると予想される。したがって，委員会設置会社では，社外取締役により過大な役員報酬の支払いが抑制される可能性がある。

一方，川口（2004, 105 頁）は，報酬委員会には次の問題点があることを指摘している。第 1 に，他社の CEO が同委員会の構成員となることも多く，彼らは互いに CEO の報酬が高額になるよう行動する可能性が高い。第 2 に，報酬の審査・決定を行う際に，同委員会の構成員に専門知識の欠如，時間的制約，情報不足といった問題がある。本稿では，委員会設置会社では，監査役（会）設置会社と比較して役員報酬額が抑制されるか否かについて，事前の予測を控えることにする。

株主を本人（principal），経営者を代理人（agent）とするエージェンシー・モデルにおいて，株主は経営者の努力や行動を観察できない[15)]。株主の利益に適う行動を経営者に選択させるためには，経営者の報酬が観察可能な業績に依存するように，株主が報酬契約を設計しなければならない。一般的に，最適契約は，エージェントの報酬を業績の増加関数とする契約である。本稿では，役員報酬は，企業業績の代理変数であるROAと正の関係を有するという仮説を立てる[16)]。

久保（2003）は，1992年から1999年の日本の上場企業を対象として，従業員賃金と役員報酬の関係について実証分析を行った。実証結果は，両者に強い正の相関関係があることを示していた。この実証結果に対して，久保は，日本の経営者が，「昇進した従業員」としての性格を持っており，どちらも年功的な賃金体系により過去の若年期に企業に暗黙のうちに出資した分のリターンを高年齢期に受け取っていると解釈している。取締役に年功的な賃金体系が適用される場合，取締役の年齢が高くなるほど，報酬も高くなると予想される。そこで，本稿では，取締役の平均年齢が高いほど，役員報酬が高いという仮説を立てる。

取締役会のメンバー数が増加するほど，全ての取締役に支給する報酬総額は増加すると予想される。また，取締役会のメンバー数が多いほど，株主総会で決定された取締役の報酬総額が個々の取締役に分配される金額は減少すると予想される。本稿では，BSIZEは，LN_BCOMとは正の関係を有し，LN_DCOMとは負の関係を有すると仮定する。

一般的に，企業規模が大きくなるほど，組織の構造は複雑になる。当該企業を適切に運営するためには，経営者に高い管理能力が要求されるため，その報酬は高額になると予想される。本稿では，役員報酬は，企業規模の代理変数であるSALEと正の関係を有するという仮説を立てる[17)]。

4. 実証結果の検討

(1)式の分析結果を検討する前に，被説明変数と説明変数の相関係数を算出した。表2から，ODはLN_BCOMおよびLN_DCOMと負の相関関係にあり，1%の有意水準で統計的に有意である。また，IODも，LN_BCOMおよびLN_DCOMと負の相関関係にあり，1%の有意水準で統計的に有意である。これらの結果は，社外取締役比率が高いほど，取締役の報酬が抑制される可能性が高いことを示している[18)]。

COMはLN_BCOMおよびLN_DCOMと負の相関関係にあり，1%の有意水準で統計的に有意である。委員会設置会社では，報酬委員会の過半数が社外取締役であり，役員報酬の決定に社外取締役が関与する程度が大きいと予想される。この結果は，社外取締役の存在が取締役の報酬を抑制する可能性があることを示唆している。

表1　記述統計（観測値の数：1,110）

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
(1)取締役の報酬				
LN_BCOM	18.9861	0.7149	15.6073	22.4007
LN_DCOM	16.7514	0.6098	13.8155	20.0028
(2)株式の所有構造				
FO	0.0995	0.1051	0.0000	0.7670
CROSS	0.0889	0.0802	0.0000	0.4910
CEOO	0.0246	0.0621	0.0000	0.5576
ODO	0.00005	0.0005	0.0000	0.0111
(3)取締役会の規模と構造				
BSIZE	10.0523	4.0418	3.0000	31.0000
OD	0.0728	0.1168	0.0000	0.7143
IOD	0.0456	0.0903	0.0000	0.6364
(4)その他の変数				
ROA	0.0660	0.0582	−0.1783	0.6132
COM	0.0270	0.1622	0.0000	1.0000
DAGE	58.7243	3.6161	42.0000	73.0000
SALE	25.5228	1.3966	20.1291	30.6773

表２　被説明変数と説明変数の相関係数（観測値の数：1,110）

変数	LN_BCOM	LN_DCOM
FO	0.0811	0.2072
	(0.1776)	(0.0005)
CROSS	0.1976	0.1394
	(0.0009)	(0.0200)
CEOO	−0.2175	−0.0857
	(0.0003)	(0.1540)
ODO	0.0150	−0.0180
	(0.8039)	(0.7646)
BSIZE	0.4313	−0.0989
	(0.0000)	(0.0999)
OD	−0.3018	−0.2413
	(0.0000)	(0.0000)
IOD	−0.2609	−0.2014
	(0.0000)	(0.0007)
ROA	−0.1896	−0.0210
	(0.0015)	(0.7277)
COM	−0.4146	−0.4181
	(0.0000)	(0.0000)
DAGE	0.1024	0.0652
	(0.0884)	(0.2788)
SALE	0.4226	0.2907
	(0.0000)	(0.0000)

（注）数値はPearsonの相関係数である。また、かっこ内は相関係数の値を0とする帰無仮説に対して、t検定を行った場合の確率である。

他方，ODO は LN_BCOM および LN_DCOM と 10％の有意水準で統計的に有意ではない。表１から，ODO の平均値は 0.005％であり，CEOO のそれと比較して著しく低い。これは，社外取締役に取締役の報酬を削減するインセンティブが十分に与えられていないことを意味している。ODO と LN_BCOM および LN_DCOM との相関係数が有意にならなかったのは，このような事情を反映している可能性がある。

CROSS は LN_BCOM および LN_DCOM と正の相関関係にあり，それぞれ 1％と 5％の有意水準で統計的に有意である。この結果は，企業集団に所属

している企業では，株主からの規律が経営者に与えられず，取締役の報酬が過大に支払われる可能性があることを示している。

SALE は LN_BCOM および LN_DCOM と正の相関関係にあり，1％の有意水準で統計的に有意である。この結果は，企業規模が大きくなるほど，取締役の報酬が増加する傾向があることを示している。

これ以外の説明変数については，LN_BCOM と LN_DCOM のどちらかで統計的に有意ではなかったり，符号が異なったりするなど一貫した結果が得られなかった。

次に，回帰分析の結果について検討する[19]。(1)式を示す表3の(A)式から，OD と COM の推定係数は1％の有意水準で負であり，表2の相関係数と同

表3　取締役の報酬と社外取締役の関係に関する実証結果（観測値の数：1,110）

被説明変数	LN_BCOM	LN_DCOM	LN_BCOM	LN_DCOM
推定式	(A)	(B)	(C)	(D)
OD	-0.5124	-0.5756		
t値	-3.09 ***	-3.93 ***		
IOD			-0.5471	-0.5712
t値			-2.65 ***	-3.27 ***
CEOO	0.4852	0.6031	0.5314	0.6580
t値	1.86 *	2.37 **	2.03 **	2.59 ***
CROSS	0.1948	0.1362	0.2316	0.1773
t値	1.00	0.70	1.20	0.91
FO	0.8377	0.8760	0.8753	0.9106
t値	3.79 ***	5.60 ***	3.85 ***	5.73 ***
ODO	-36.3534	-36.4726	-39.0630	-40.5085
t値	-1.13	-1.21	-1.31	-1.34
COM	-1.2028	-1.1990	-1.2725	-1.2857
t値	-9.50 ***	-11.78 ***	-10.69 ***	-13.53 ***
ROA	1.32	1.43	1.30	1.42
t値	4.18 ***	5.04 ***	4.14 ***	4.99 ***
DAGE	0.0177	0.0168	0.0168	0.0157
t値	3.22 ***	3.71 ***	3.09 ***	3.47 ***
BSIZE	0.0513	-0.0389	0.0513	-0.0387
t値	13.71 ***	-9.69 ***	13.64 ***	-9.63 ***
SALE	0.2471	0.2374	0.2462	0.2365
t値	15.32 ***	16.69 ***	15.12 ***	16.58 ***
産業ダミー変数の有無	有	有	有	有
Adj. R^2	0.603	0.442	0.602	0.439

(注) (1) ブルーシュ・ペーガン検定(Breusch-Pagan test)の結果、(A)、(B)式には不均一分散の問題があるので、White(1980)の不均一分散と整合的なOLS分散推定量を用いて計算した。
(2) *、**、***はt検定でパラメーターがゼロである帰無仮説をそれぞれ10％、5％、1％の有意水準で棄却できることを示している。

様であった。この実証結果は，社外取締役の存在により，取締役報酬が抑制される可能性があることを示唆しており，Basu et al.（2007）の実証結果と整合的であった。他方，ODO の推定係数は 10％の有意水準で有意ではない。この結果も表 2 の相関係数と同様であり，社外取締役に取締役報酬をコントロールするインセンティブが与えられていないことを示している。

CEOO の推定係数は 10％の有意水準で正であり，社長級の持株比率が高まると，取締役の報酬が増加する可能性がある。この結果は，仮説を支持しており，経営者が大株主である場合，経営者による役員報酬の決定力が強化され，役員報酬が過大に支払われる可能性が高まること示唆している。

DAGE の推定係数は 1％の有意水準で正であった。この結果は，仮説を支持しており，取締役が高齢化するほど，取締役の報酬は増加する傾向があることを示している。久保（2003）が指摘するように，取締役の報酬にも年功賃金的な体系が組み込まれている可能性がある。

SALE の推定係数は 1％の有意水準で有意な正であり，表 2 の相関係数と同様であった。この結果は，企業規模が大きいほど，取締役の報酬が増加する傾向があることを示している。また，BSIZE の推定係数は 1％の有意水準で有意な正であり，取締役会の規模が大きいほど，取締役の総報酬が増加する傾向があることを示している。これらの結果は仮説を支持している。

ROA の推定係数は 1％の有意水準で有意な正であった。この結果は，企業業績が高いほど，役員報酬が増加する傾向があることを示しており，仮説を支持している。また，FO の推定係数は 1％の有意水準で有意な正であり，仮説は支持されなかった。外国人株主には年金基金や投資信託などの機関投資家が含まれているため，企業業績が高く，株式投資のリターンが高い企業に投資する傾向がある。上述のとおり，本稿の分析結果は，企業業績が高いほど，役員報酬が高いことを示している。企業業績が高く，取締役報酬も高い企業に対して，外国人株主が積極的に投資を行った結果，FO と取締役報酬との間に正の関係が確認できたと予想される[20)]。他方，CROSS の推定係数は 10％の有意水準で有意ではなく，株式の持合いと取締役報酬の関係は

確認できなかった。

被説明変数をLN_BCOMからLN_DCOMに代えた回帰式が（B)式である。BSIZEの推定係数が1%の有意水準で有意な負となったことを除き，推定結果は（A)式と概ね同様であった。なお，BSIZEの推定結果からは，取締役会の規模が大きくなると，1人当たりの取締役報酬は減少することが示された。この結果は仮説を支持している。

(1)式のODをIODに代えた回帰式が表3の(C)式である。また，(C)式の被説明変数をLN_DCOMに代えた回帰式が(D)式である。IODの推定係数はともに1%の有意水準で有意な負であった。この結果は，独立性の高い社外取締役が取締役会に占める割合が高いほど，取締役の報酬が抑制されることを示している。(C)式，(D)式の他の説明変数の推定結果は，概ね（A)式，(B)式と同様であった。

取締役報酬の構成要素の1つである基本報酬は固定報酬であるが，役員賞与などは企業業績の影響を受けるため，各期で変動がある。そこで，上記の実証結果の頑健性のテスト（robustness test）を行うため，2006年と2007年の取締役報酬の平均値を被説明変数とする回帰式を用いて，実証分析を行った。具体的には，被説明変数として，2006年と2007年の取締役の総報酬の平均値を算出し，その自然対数（LN_BCOM_AVG）を用いた。また，2006年と2007年の1人当たりの取締役報酬の平均値を算出し，その自然対数（LN_DCOM_AVG）も用いた。

紙幅の都合上，表の掲載は割愛したが，実証結果は，CROSSとODOの係数を除いて，表3の実証結果と概ね同様であった。CROSSの係数は，表3の実証結果では統計的に有意ではなかったが，頑健性のテストでは，4つの回帰式のうち3つの回帰式で5%か10%の有意水準で有意な正となった。また，ODOの係数は，表3の実証結果では統計的に有意ではなかったが，頑健性のテストでは，4つの回帰式のうち2つの回帰式で10%の有意水準で有意な負となった。

CROSSの実証結果は，株主からの経営者に対する規律を株式の持合いが

無機能化し，取締役に対する過大報酬が支払われる可能性を高めることを示唆している。また，上述のとおり，社外取締役の持株比率が低いので，企業業績向上のインセンティブが社外取締役に与えられているとは言い難い。しかし，ODO の実証結果は，社外取締役が株式を所有することにより，社外取締役が役員に対する過大報酬を抑制するように行動する可能性があることを示唆している。

以上の実証結果から，社外取締役が取締役に対する過大報酬の支払いを抑制する役割を果たしている可能性があることが示された。一般に，企業業績と役員報酬は正の相関関係をもつことが望ましいので，企業業績が低迷している時に，社外取締役がこのような役割を果たすことが強く求められよう。そこで，追加的分析として，経常利益がサンプルの上位 25％以上の企業から構成されるサブサンプルと，経常利益がサンプルの下位 25％以下の企業から構成されるサブサンプルに対して回帰分析を行い，社外取締役の存在により過大報酬の支払いが抑制されるのか検証した。

表 4 の（A),（B),（C), そして（D)式において, OD の係数は全て負であり, 5％か 10％の有意水準で有意である。また, COM の係数も全て負であり, 1％か 10％の有意水準で有意である。これらの実証結果は，企業業績の高低に関わらず，社外取締役が取締役報酬を削減する役割を果たしている可能性があることを示唆している。

Kato（1997）は，企業集団に属する系列企業の役員報酬は，独立企業の役員報酬に比して有意に低いことを示した。表 3 や表 4 の CROSS の係数は正であり，本稿の実証結果は，株式の持合い比率が高い企業では，役員報酬が高くなる可能性があることを示している。このような実証結果が得られたのは，バブル経済の崩壊以降，株式の持合いの崩壊が進展し，企業集団に属している企業に規律が与えられていないことを反映している可能性がある。本稿の実証結果は，企業集団に代わって，社外取締役が取締役報酬の抑制機能を果たしている可能性があることを示唆している。

表4　企業業績の高低により抽出したサブサンプルに対する実証分析

サブサンプルの抽出方法	(1) 経常利益が上位25%以上のサブサンプル		(2) 経常利益が下位25%以下のサブサンプル	
観測値の数	278		278	
被説明変数	LN_BCOM	LN_DCOM	LN_BCOM	LN_DCOM
推定式	(A)	(B)	(C)	(D)
OD	-0.6519	-0.6551	-0.6828	-0.6971
t値	-2.20 **	-2.18 **	-1.90 *	-2.32 **
CEOO	-0.7047	-0.2711	0.5699	0.6142
t値	-0.85 *	-0.32	1.10	1.37
CROSS	0.9644	0.9173	0.8556	0.7274
t値	1.82 *	1.71 *	2.39 **	1.93 *
FO	1.1774	1.2284	0.4841	0.6595
t値	3.89 ***	4.01 ***	0.55	1.66 *
ODO	157.2029	111.5626	-63.5559	-66.2633
t値	0.45	0.32	-4.00 ***	-1.90
COM	-1.3738	-1.3732	-1.1003	-1.1807
t値	-7.67 ***	-7.58 ***	-1.95 *	-3.85 ***
ROA	0.7259	0.9964	1.1820	1.2588
t値	1.17 ***	1.58	1.36	1.48
DAGE	0.0234	0.0236	0.0099	0.0109
t値	2.35 **	2.35 **	0.70	1.03
BSIZE	0.0449	-0.0278	0.0475	-0.0637
t値	6.24 ***	-3.82 ***	4.35 ***	-5.64 ***
SALE	0.2253	0.2209	0.2687	0.2650
t値	6.52 ***	6.32 ***	6.94 ***	7.95 ***
産業ダミー変数の有無	有	有	有	有
Adj. R^2	0.549	0.442	0.420	0.341

(注) (1) ブルーシュ・ペーガン検定(Breusch-Pagan test)の結果、(C)式には不均一分散の問題があるので、White(1980)の不均一分散と整合的なOLS分散推定量を用いて計算した。
(2) *、**、***はt検定でパラメーターがゼロである帰無仮説をそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で棄却できることを示している。

5. おわりに

本稿は，2006年のクロスセクション・データを利用して，日本企業の社外取締役が取締役の報酬額にどのような影響を及ぼしているのか実証的な分析を行った。分析の結果，取締役会に占める社外取締役の割合が高くなるほど，取締役の報酬額が抑制される可能性が高いことが示された。また，社外取締役を重用する委員会設置会社では，他の会社と比べて取締役の報酬額が抑制されることも示された。

他方，社長級の持株比率が高い企業では，取締役の報酬が高くなる可能性が高いことも示された。一般に，社長は取締役会での発言力が大きいが，社長が大株主でもある場合，株主総会での発言力も大きくなる。監査役（会）設置会社では，役員報酬は株主総会で決議する必要があるので，社長が大株主であることは，お手盛りの可能性を高めることになる。

社外取締役による取締役の報酬を抑制する役割は，企業業績が低迷している場合に特に重要である。そこで，企業業績の高低により，社外取締役が取締役の報酬を抑制する効果に相違があるか否かの分析も行った。分析の結果，企業業績の高低にかかわらず，社外取締役が取締役の報酬額を抑制している可能性が高いことが示された。

一部の先行研究では，企業集団に属している企業の役員報酬は，他の企業と比べて低いことが示されている。しかし，本研究では，株式の持合い比率は取締役報酬に負の影響を及ぼしていなかった。このような実証結果が得られた１つの理由として，バブル経済の崩壊以降，株式の持合いの崩壊が進展し，企業集団に属している企業に規律が与えられていないことが考えられる。本稿の実証結果は，企業集団に代わって，社外取締役が役員報酬の抑制機能を果たしている可能性があることを示唆している。

本研究の限界点として，次のことが考えられる。仮に社内取締役の報酬が社外取締役のそれより高い傾向がある場合，取締役会に占める社外取締役の割合が高い企業では，社外取締役が役員報酬の決定に関与しなくても，取締役の総報酬や１人当たりの報酬が低い水準に抑えられると推測される。日本では，全役員の報酬の個別開示が義務付けられていないため，この点の調査・分析を行うことができなかった。役員報酬の詳細な情報を入手できた際に，社外取締役が役員報酬に及ぼす影響を改めて精査することを，今後の課題としたい。

注

1） ただし，委員会設置会社では，役員報酬は報酬委員会で決定され，定款や株主

総会の議決は不要である（会社法 404 条 3 項)。

2）役員報酬は，主に基本報酬，賞与，ストック・オプションから構成される。基本報酬は固定報酬，賞与は業績連動報酬，そしてストック・オプションは長期インセンティブである。この他に，役員退職慰労金があるが，決定プロセスが透明性や客観性に欠けているとして批判が多く，近年，廃止する企業が現れている。

3）この研究分野では，例えば，米国企業を対象とした実証研究として，Jensen and Murphy（1990）や Hall and Liebman（1998）があり，日本企業を対象とした実証研究として，大森・星野（2003）や Kato and Kubo（2006)，久保・齋藤（2008)，Kubo and Saito（2008）がある。また，日米企業を比較した実証研究として，Kaplan（1994）がある。

4）プライスウォーターハウスクーパース HRS 株式会社（2009）の調査によれば，54％の企業が役員報酬の基本方針を策定しておらず，これを策定している企業でも，79％の企業は基本方針を開示していない。

5）深尾・森田（1997，65–66 頁）を参照。

6）吉森（2007，160 頁）は，最高経営責任者が議事進行の司会を行うので，この過程で議論を自己に都合の良い方向へ誘導することができると述べている。最高経営責任者である社長が役員報酬の決定に関与する場合，社外取締役より社長の意見が重視される可能性がある。

7）Mace（1971, Ch.5）も，社外取締役には次のような問題があると指摘している。すなわち，社外取締役は，経営管理者に対して好意的である等の理由により，実質的に社長により選任されることが多く，貢献している会社から得られる金銭的報酬は控えめである。したがって，社外取締役は当該会社に対して積極的に関わり合いを持つことはない。Mace の主張から，社外取締役が役員報酬の決定に無関心である場合，役員報酬が多額になる可能性がある。

8）Lambert et al.（1993）や Core et al.（1999）によれば，CEO が社外取締役を指名することにより，CEO は経営上の権限を強化することができ，社外取締役の独立性は低下する。このような脆弱なコーポレート・ガバナンスにより，CEO の報酬額は上昇する。

9）LN_BCOM の算出に用いられる総報酬額に，役員退職慰労金は含まれていない。役員退職慰労金は，退職する役員に対して，役員の勤続年数や企業業績などを勘案して支給される報酬である。本研究は，現職の役員報酬に焦点を当てた実証分析を行うため，これを分析から除外した。

10）説明変数の定義式は，次のとおりである。社外取締役比率（OD =（社外取締役の人数）／（取締役会のメンバー数)），社長級の持株比率（CEOO =（社長級の保有株式数）／（発行済み株式数)），株式の持合い比率（CROSS =（相互株式保

有が可能な公開会社による株式保有比率合計）（ニッセイ基礎研算出）），外国人株主の持株比率（FO =（外国人の保有株式数）／（発行済み株式数）），社外取締役の持株比率（ODO =（社外取締役の保有株式数）／（発行済み株式数）），委員会設置会社を示すダミー変数（COM =（委員会設置会社の場合は 1 の値を，そうでない場合は 0 の値をとる変数）），総資産経常利益率（ROA =（経常利益）／（総資産）），取締役の平均年齢（DAGE =（取締役の平均年齢）），取締役会の規模（BSIZE =（取締役会のメンバー数）），企業規模（SALE =（売上高の自然対数））。

11） 神田（2009）によれば，個々の取締役への役員報酬の配分の決定は取締役会に委ねられおり，一般に，その配分額は取締役間で差がある。本稿の分析年度では，個々の役員の報酬額が開示されていないため，「役員退職慰労金を除く役員の総報酬額」を「取締役会のメンバー数」で除した金額を「1 人当たりの取締役の報酬額」と定義し，取締役の平均報酬額を用いた分析を行う。

12） IOD の定義式は，（銀行や支配会社，関係会社に職務経験が無い社外取締役の人数）／（取締役会のメンバー数）である。

13） 制御変数の選択には，Lambert et al.（1993），Core et al.（1999），Basu et al.（2007），そして久保（2003）を参照した。

14） 日本の経営者報酬の水準と系列の関係を分析した先行研究として，Kato（1997）や Basu et al.（2007）がある。Kato（1997）は，1985 年の企業集団に属する系列企業の役員報酬は，独立企業のそれに比して有意に低いことを示した。他方，Basu et al.（2007）は，系列企業の役員報酬が非系列企業よりは低いが，制御変数を組み込んで回帰分析を行うと，そのような傾向はないことを示した。

15） Holmstrom（1979）は，非対称情報を仮定するエージェンシー・モデルを用いて，モラル・ハザード（moral hazard）の問題を一般的に分析している。

16） Basu et al.（2007）や Kato（1997）の実証結果では，役員報酬と ROA は正の関係を有していた。しかし，Kato の実証結果では，両者の関係は統計的に有意にならなかった。

17） 日本企業の役員報酬を実証分析した大森・星野（2003）や Basu et al.（2007）では，役員報酬は売上高と有意な正の関係を有していた。

18） 筆者は，OD（および IOD）と ROA の相関係数も算出したが，10％の有意水準で両者に有意な関係はなかった。この結果は，社外取締役比率が高いほど，企業業績が低く，その結果，取締役の報酬水準が低くなっているというわけではないことを意味している。

19） 本稿の回帰分析では，分散拡大要因（Variance Inflation Factor: VIF）の値が低く，多重共線性の問題は確認できなかった。

20）タワーズ・ペリン（Towers Perrin）が発表した「Managing global pay and benefits Worldwide Total Remuneration 2005-2006」（http://www.towersperrin.com/tp/getwebcachedoc?webc=HRS/USA/2006/200601/WWTR.pdf, 2011 年 7 月 19 日にアクセス）によれば，日本企業の CEO の報酬は，英米企業の CEO の報酬と比べて低い水準にある。外国人株主は，日本企業の業績がよければ，役員報酬の水準が英米企業並みに高くても問題はないと考えているため，FO の係数が有意な正になった可能性もある。

参考文献

1. 日本語文献

蟻川靖浩（2004）「経営者インセンティブのコーポレート･ガバナンスへの影響」，ニッセイ基礎研所報，Vol. 33，133–154 頁。

大森香織・星野靖雄（2003）「役員報酬，賞与と企業の市場価値変数との関係について―バブル崩壊前後のパネル分析―」，経営行動科学学会『経営行動科学』第 17 巻第 2 号，85–95 頁。

川口幸美（2004）『社外取締役とコーポレート・ガバナンス』弘文堂。

神田秀樹（2009）『会社法第 11 版（法律学講座双書）』弘文堂。

久保克行（2003）「経営者インセンティブと内部労働市場」，寺西重郎・花崎正晴編『コーポレート・ガバナンスの経済分析：変革期の日本と金融危機後の東アジア』，東京大学出版会。

久保克行・齋藤卓爾（2008）「日本の経営者は株価を最大化するインセンティブを持っているのか」宮島英昭編『企業統治分析のフロンティア』日本評論社。

経済同友会（2004）「日本企業の CSR：現状と課題―自己評価レポート 2003」。（http://www.doyukai.or.jp/policyproposals/articles/2003/040116a.html, 2011 年 7 月 19 日にアクセス）

坂和秀晃・渡辺直樹（2009）「経営者報酬と取締役会の経営監視機能についての検証」日本金融学会『金融経済研究』第 29 号，66–83 頁。

週刊エコノミスト（2010）「役員報酬のさじ加減」『週刊エコノミスト』毎日新聞社，2010 年 7 月 20 日号，18–33 頁。

深尾光洋・森田泰子（1997）『企業ガバナンス構造の国際比較』日本経済新聞社。

プライスウォーターハウスクーパース HRS 株式会社（2009）「役員報酬サーベイ 2009 調査結果の概要」。（http://www.pricewaterhousecoopers.co.jp/knowledge/research/consulting/pc_0910_01.html, 2011 年 7 月 19 日にアクセス）

三輪晋也（2008）「ストック・オプションの導入と企業特性の関係―日本企業の実証

日本企業における社外取締役と役員報酬の関係（三輪）
分析―」日本経営財務研究学会『経営財務研究』，第 28 巻 2 号，35–52 頁。
吉森　賢（2007），『企業統治と企業倫理』放送大学教育振興会。

2. 外国語文献

Basu, S., L. S. Hwang, T. Mitsudome and J. Weintrop (2007) “Corporate governance, top executive compensation, and firm performance in Japan,” *Pacific Basin Finance Journal*, 15, pp. 56–79.

Core, J., R. Holthausen and D. Larcker (1999) “Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance,” *Journal of Financial Economics*, 51, pp. 371–406.

Finkelstein, S. and D. C. Hambrick (1989) “Chief executive compensation: A study of the intersection of markets and political processes.” *Strategic Management Journal*, 10, pp. 121–134.

Hall, B., and Liebman, J. (1998) “Are CEOs really paid like bureaucrats?,” *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 653–691.

Holmstrom, B. (1979) “Moral hazard and observability,” *Bell Journal of Economics*, 10, pp. 74–91.

Jensen, M.C. and K. Murphy (1990) “Performance pay and top-management incentives,” *Journal of Political Economy*, 98, pp. 225–264.

Kaplan, S. N. (1994) “Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the United States,” *Journal of Political Economy*, 102, pp. 510–546.

Kato, T. (1997) “Chief executive compensation and corporate groups in Japan: New evidence from micro data,” *International Journal of Industrial Organization*, 15, pp. 455–467.

Kato, T. and K. Kubo (2006) “CEO compensation and firm performance in Japan: Evidence from new panel data on individual CEO pay,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 20, pp. 1–19.

Kubo, K. and T. Saito (2008) “The relationship between financial incentives for company presidents and firm performance in Japan” *Japanese Economic Review*, 59, pp. 401–418.

Lambert, R. A., D. F. Larcker and K. Weigelt (1993) “The structure of organizational incentives”, *Administrative Science Quarterly*, 38, pp. 438–461.

Mace, M. L. (1971) *Directors: Myth and Reality*, Boston, Harvard Business School Press.（道明義弘訳『アメリカの取締役神話と現実』文眞堂，1991 年）

White, H. (1980) “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48, pp. 817–837.