

【論 説】

取締役会や株式所有の構造が 役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析

三 輪 晋 也

目 次

1. はじめに
2. 取締役会および株式所有の構造と役員報酬の関係
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¹⁾。『会社四季報 2012年4集』（東洋経済新報社）によれば、2011年5月期から2012年4月期までに、1億円以上の報酬が支給された役員は366人であり、一部の日本企業は英米企業なみの役員報酬を支給していることが明らかとなった²⁾。

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³⁾。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⁴⁾。

本稿では、株式所有や取締役会の構造が東京証券取引所一部上場企業（以

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

下では、東証一部上場企業と略称する）の役員報酬にどのような影響を及ぼすのか実証分析を行う。なお、株式所有の構造として、外国人株主や経営者の株式所有、株式の持合いを取り上げる。また、取締役会の構造として、取締役会に占める社外取締役の割合（以下では、この割合を社外取締役比率と呼ぶ）や取締役会の規模を取り上げる。

本稿では、外国人株主や経営者の株式所有、社外取締役の登用を経営者と株主の利害の不一致を解消し、エージェンシー問題を軽減するコーポレート・ガバナンス・メカニズムとして捉える⁵⁾。そして、これらのメカニズムが、役員報酬に対して、次のような影響を及ぼすと予測する。

外国人株主には欧米の年金基金や投資信託が含まれる。外国人株主は、投資先企業の大株主になっている場合が多く、株主総会で議決権を行使するなどして、企業経営に関与することもある。外国人株主がこのような行動をとるとき、企業業績に比して過大な役員報酬の支給が抑制される可能性がある。

また、ジェンセンとメックリング（Jensen and Meckling, 1976）によれば、経営者に株式を所有させることにより、経営者と株主の利害の不一致を解消することが可能となる。しかし、経営者が多数の株式を所有することにより、会社の意思決定をコントロールする権限が大きくなり、役員報酬が過大になるという問題も生じる。

社外取締役は、株主の利益に適うように経営上の意思決定をすることが求められる。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、企業業績に比して過大な役員報酬の支払いを抑制できる可能性がある。

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響を分析した先行研究として、バス等（Basu et al., 2007）やオズカン（Ozkan, 2007）、コア等（Core et al., 1999）、ランバート等（Lambert et al., 1993）の実証研究がある。バス等とオザクは、それぞれ日本企業、英国企業を分析対象とし、コア等とランバート等は米国企業を分析対象としている。

日本企業を対象としたコーポレート・ガバナンスの実証研究は、主にコーポレート・ガバナンス・メカニズムと企業業績の関係について行われてお

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）
り、コーポレート・ガバナンス・メカニズムと役員報酬の関係を実証分析した先行研究は少数である。本稿では、近年のデータを利用して、これらの先行研究と類似した実証分析も行うが、先行研究では行われていない次の分析も行う。

経営者に企業業績を高めるインセンティブを与えるためには、企業業績が良い場合には役員報酬が増加し、企業業績が悪い場合には役員報酬が減少することが望ましい。そこで、本稿では、コーポレート・ガバナンス・メカニズムが役員報酬と企業業績の連動性にどのような影響を及ぼしているのか実証分析を行う。これが、上記4つの実証研究と本稿の主な相違点である。

本稿の構成は、次のとおりである。2節では、取締役会および株式所有の構造と役員報酬の関係について考察する。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. 取締役会および株式所有の構造と役員報酬の関係

本節では、取締役会および株式所有の構造が役員報酬とどのような関係を有するのか考察し、次節で検証する仮説を提示する。なお、本稿で分析対象とする取締役会の構造は、社外取締役比率と取締役会の規模である。また、株式の所有構造については、外国人株主の株式所有、経営者の株式所有、そして株式の持合いを分析対象とする。

(1) 取締役会の構造と役員報酬の関係

① 社外取締役の登用

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⁶⁾。特に、企業業績が低迷している場合、

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

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⁷⁾、社外取締役が自身の指名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^{8) 9)}。

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、指名委員会等設置会社では、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。このため、社内取締役よりも社外取締役の意見が、役員報酬決定の際に重視されると予想される。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。

ランバート等（Lambert et al., 1993）やコア等（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¹⁰⁾。これらの実証研究は、社外取締役が登用されるだけで、CEO の報酬が削減

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）されるわけではないことを示唆している¹¹⁾。

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先行研究として、バス等（Basu et al., 2007）の実証研究がある。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、英国企業や米国企業を対象とした実証研究と同様に、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、バス等の実証研究と同様に、社外取締役が役員報酬を抑制しているのか検証する。

② 取締役会の規模

ジェンセン（Jensen, 1993）によれば、取締役会の規模は企業業績と負の関係を有する。なぜなら、取締役会の規模が大きくなるほど、取締役会で意見の調整を図ることが困難となり、経営上の意思決定のスピードが低下する可能性があるためである。確かに、多数の取締役で経営上の問題を検討することにより、誤った判断を下す可能性は低下するが、このような利点より、取締役会での意見調整の問題の方が大きいと、ジェンセンは指摘する¹²⁾。

取締役会の規模の拡大により、企業業績が低下し、コーポレート・ガバナンス・メカニズムが適切に機能すれば、役員報酬額が削減されると予想される。そこで、本稿では、取締役会の規模は役員報酬と負の相関関係を有するとの仮説を立てる。なお、次節の実証分析では、取締役会の規模を示す変数として、取締役会のメンバー数の自然対数（LN_BS）を用いる。

(2) 株式の所有構造と役員報酬の関係

① 外国人株主の株式所有

外国人株主はバブル崩壊以降にその持株比率を高め、一部の投資先企業で

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

は大株主になっている。外国人株主が大株主である場合、経営者に対するモニタリング活動の便益が費用を上回り、外国人株主がモニタリングを行う可能性が高い（シュライファーとヴィシュニー（Shleifer and Vishny, 1986））。そして、外国人株主は株主総会で取締役選任や役員報酬などについて議決権を行使し、経営者の行動を牽制する可能性がある。つまり、外国人株主の存在が経営者の権限を弱め、過大な役員報酬の支給を抑制する可能性があるのである¹³⁾。本稿では、外国人株主の持株比率（FO）は役員報酬と負の関係を有するという仮説を立てる。

② 経営者の株式所有

フィンケルシュタインとハンブリック（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。ランバート等（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。経営者の株式所有により、経営者の権限が強化され、役員報酬は増加すると推測される。本稿では、社長級の持株比率（MO）が役員報酬に正の影響を及ぼすという仮説を立てる¹⁴⁾。

③ 株式の持合い

加藤（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。加藤は、この実証結果に対して次のような解釈を与えている。すなわち、系列企業では、メインバンクのモニタリングが有効に機能しており、経営者が自身に過大な報酬を支払う可能性が低くなる。株式の持合い比率（CROSS）を、系列企業への帰属の程度を示す尺度として捉えた場合、加藤の実証研究から、CROSS が役員報酬に負の影響を及ぼすことが予想される。

他方、企業集団内では、株式の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。一般的に、持合い先の企業は、株主総会の際に経営者の提案に賛成する傾向があるので、CROSS が高い企業では、経営者の提案が承認

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）される可能性が高い。したがって、当該企業では、過大な役員報酬が支給される可能性が高いと予想される。

以上から、CROSS が役員報酬に正と負のどちらの影響も及ぼす可能性があるため¹⁵⁾、本稿では、CROSS と役員報酬の関係について、事前の予測を控える。

なお、コーポレート・ガバナンスの観点からは、企業業績が悪い場合に役員報酬が低くなり、企業業績が良い場合に役員報酬が高くなることが望ましい¹⁶⁾。上述のとおり、役員報酬の決定に影響を及ぼすと予想される経済主体として、社外取締役や外国人株主、経営者があげられる。次節では、企業業績に連動した役員報酬が支給されることに、これらの経済主体が何らかの役割を果たしているのか否かについても分析する。

3. 実証分析の方法

本稿の実証分析では、2012年8月時点における東証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 1,677 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 1,671 となった。

日本では、役員報酬が1億円以上の場合、有価証券報告書に役員報酬額を開示する義務がある。しかし、役員報酬が1億円未満の場合は、開示義務がなく、役員報酬額のデータを得ることができない。そこで、1億円以上の役員報酬が支給された場合は1の値をとり、その他の場合は0の値をとるダミー変数（COMP）を実証分析に用いた¹⁷⁾。なお、経営者に1億円以上の役員報酬が支給されたか否か確認するために、『会社四季報 2012 年 4 集』（東洋経済新報社）を参照した。

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

前節で示した仮説を検証するため、Probit モデルを利用して、取締役会や株式所有の構造が、1 億円以上の役員報酬が支給される確率にどのような影響を及ぼすのか分析する。次式は、この分析を行うための回帰式である。

$$\text{Prob}(\text{COMP}=1) = \Phi(a_0 + a_1 \text{OD} + a_2 \text{LN_BS} + a_3 \text{FO} + a_4 \text{MO} \\ + a_5 \text{CROSS} + a_6 \text{LN_SALE} + a_7 \text{Q} + a_8 \text{RTRN}) \quad (1)$$

(Prob(COMP=1)：1 億円以上の役員報酬が支給される確率， $\Phi(\cdot)$ ：標準正規分布の累積密度関数， $a_0 \sim a_8$ ：係数)

LN_SALE（売上高の自然対数），Q（資産の時価・簿価比率＝{（株式時価総額）＋（負債合計）}／（総資産）），そして RTRN（1 年間の株式のトータル・リターン（日次平均））は制御変数（control variable）である¹⁸⁾。

LN_SALE は企業規模の代理変数であり，Q は企業の成長機会の代理変数である。スミスとワッツ（Smith and Watts, 1992）によれば，規模や成長機会が大きい企業ほど，企業の操業に高い能力をもつ経営者が必要となるため，経営者報酬が高くなる¹⁹⁾。また，RTRN は企業業績の代理変数である。株主を本人（プリンシパル），経営者を代理人（エージェント）とすると，エージェンシー理論では，経営者の報酬契約が企業業績の増加関数となるように設計されるのが最適である。したがって，企業業績が高くなるほど，経営者報酬は高くなると予想される。

(1)式には明示しなかったが，同一の産業で役員報酬が類似する可能性があることを考慮して，回帰式には産業ダミー変数を組み込んだ。

また，(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（ID）を用いた場合の回帰分析も行い²⁰⁾，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，最終損益が赤字の場合に 1 の値をとり，その他の場合に 0 の値をとるダミー変数（BAD）を²¹⁾，(1)式に組み込む。そして，企業業績が悪いときに，役員報酬の決定に際して，社外取締役や外国人株主，経営者がどのような行動を取るのか計測する。

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）
 同様に、最終損益の数値がサンプルの上位 10% である場合に 1 の値をとり、その他の場合に 0 の値をとるダミー変数（GOOD）も²²⁾、(1)式に組み込む。そして、企業業績が良いときに、役員報酬の決定に際して、社外取締役や外国人株主、経営者がどのような行動を取るのか計測する。

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確認する。表 2 から、LN_SALE は COMP 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。また、Q も COMP 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。これらの結果は、企業の規模や成長機会

表 1. 記述統計（観測値の数：1671）

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
COMP	0.1071	0.3094	0.0000	1.0000
LN_SALE	25.3192	1.4817	20.2817	30.6331
Q	1.0192	0.4526	0.3594	7.7904
RTRN	0.0001	0.0009	-0.0040	0.0054
OD	0.1233	0.1522	0.0000	0.8889
ID	0.0954	0.1329	0.0000	0.8889
LN_BS	2.1029	0.3556	1.0986	3.2581
CROSS	0.0793	0.0837	0.0000	0.5150
FO	0.1301	0.1200	0.0010	0.9116
MO	0.0300	0.0745	0.0000	0.6929

(注) 変数の定義式は、次のとおりである。1 億円以上の役員報酬の支給を示すダミー変数 (COMP = (1 億円以上の役員報酬が支給された場合は 1 の値を、そうでない場合は 0 の値をとる変数))、企業規模 (LN_SALE = (売上高の自然対数))、資産の時価・簿価比率 (Q = [(株式時価総額) + (負債合計)] / (総資産))、株式のトータル・リターン (RTRN = 1 年間の株式のトータル・リターン (日次平均))、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))、経営者との利害関係が弱い社外取締役の比率 (ID = (銀行、支配会社、関係会社に職務経験がある社外取締役、相互派遣の社外取締役、あるいは他社で社長級の役職を持つ社外取締役を除く社外取締役の人数) / (取締役会人数))、取締役会の規模 (LN_BS = (取締役会のメンバー数の自然対数))、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))、社長級の持株比率 (MO = (社長級の保有株式数) / (発行済み株式数))。

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

表 2. 相関係数（観測値の数：1671）

変数	COMP	LN_SALE	Q	RTRN	OD	ID	LN_BS
COMP	1						
LN_SALE	0.3338 (0.0000)	1					
Q	0.1260 (0.0000)	-0.0082 (0.7385)	1				
RTRN	-0.0195 (0.4259)	-0.0321 (0.1891)	0.1444 (0.0000)	1			
OD	0.1247 (0.0000)	0.1428 (0.0000)	0.1346 (0.0000)	-0.0599 (0.0143)	1		
ID	0.1239 (0.0000)	0.0941 (0.0001)	0.1634 (0.0000)	-0.0302 (0.2167)	0.9021 (0.0000)	1	
LN_BS	0.1127 (0.0000)	0.4733 (0.0000)	-0.0101 (0.6805)	-0.0363 (0.1377)	0.0084 (0.7329)	-0.0235 (0.3376)	1
CROSS	-0.0636 (0.0093)	0.0355 (0.1468)	-0.1761 (0.0000)	-0.0242 (0.3219)	-0.1234 (0.0000)	-0.1291 (0.0000)	0.1364 (0.0000)
FO	0.3320 (0.0000)	0.4831 (0.0000)	0.2302 (0.0000)	-0.0665 (0.0065)	0.2535 (0.0000)	0.2703 (0.0000)	0.1901 (0.0000)
MO	0.0209 (0.3939)	-0.2358 (0.0000)	0.2177 (0.0000)	0.0513 (0.0359)	-0.0582 (0.0173)	-0.0296 (0.2266)	-0.2495 (0.0000)

変数	CROSS	FO	MO
CROSS	1		
FO	-0.1470 (0.0000)	1	
MO	-0.2524 (0.0000)	-0.0753 (0.0021)	1

（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。なお、変数の定義式は、表 1 を参照されたい。

が大きいほど、1 億円以上の役員報酬が支払われる可能性が高いことを示している。

OD および ID は COMP 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、社外取締役の存在が取締役の報酬を抑制する可能性が低いことを示唆している。また、LN_BS は COMP 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、取締役会の規模が

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）
 大きいほど、役員報酬が1億円以上支給される可能性が高いことを示唆しており、前節の仮説を支持していない。

CROSS は COMP 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。他方、FO は COMP 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。これらの結果は、株式の持合いにより役員報酬が1億円以上支給される可能性が低くなること、また、外国人株主の株式所有により役員報酬が1億円以上支給される可能性が高くなることを示唆しており、FO

表 3. COMP を従属変数とする Probit モデルの分析結果

A. BAD と GOOD を回帰式に含めない場合の実証結果

説明変数	(A)	(B)
LN_SALE	0.0481*** (8.89)	0.0480*** (8.94)
Q	0.0220* (1.93)	0.0217* (1.91)
RTRN	-4.6588 (-0.68)	-4.5547 (-0.67)
OD	0.0014 (0.04)	
ID		0.0116 (0.27)
LN_BS	0.0008 (0.04)	0.0013 (0.07)
CROSS	-0.0629 (-0.73)	-0.0621 (-0.72)
FO	0.2499*** (4.70)	0.2469*** (4.60)
MO	0.2794*** (3.58)	0.2807*** (3.60)
尤度比インデックス	0.265	0.265
尤度比 (X ^2)	296.00	296.07

(注) (1) 表の数値は、 $\partial \text{Prob}(\text{COMP} = 1) / \partial x_i$ (x_i : モデルに組み込まれた各変数) を、各変数の平均値で評価した値である。つまり、 x_i が1億円以上の役員報酬を支給する確率 ($\text{Prob}(\text{COMP} = 1)$) に及ぼす限界効果の大きさである。

(2) かっこ内はZ値である。また、*, **, ***はZ検定でパラメータ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。

(3) 変数の定義式は、表1を参照されたい。

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

B. BAD を回帰式に含めた場合の実証結果

説明変数	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)
LN_SALE	0.0479*** (8.96)	0.0479*** (9.02)	0.0487*** (9.01)	0.0478*** (8.97)	0.04860*** (8.99)
Q	0.0205* (1.83)	0.0203* (1.80)	0.0203* (1.79)	0.0203* (1.81)	0.01974* (1.73)
RTRN	-9.3354 (-1.33)	-9.2535 (-1.32)	-9.7702 (-1.38)	-9.2764 (-1.33)	-9.73330 (-1.37)
OD	0.0056 (0.14)		0.0052 (0.14)	0.0050 (0.13)	0.00189 (0.05)
ID		0.0175 (0.40)			
LN_BS	-0.0007 (-0.04)	-0.0001 (-0.01)	-0.0001 (-0.01)	-0.0006 (-0.03)	0.00014 (0.01)
CROSS	-0.0601 (-0.71)	-0.0594 (-0.70)	-0.0597 (-0.70)	-0.0602 (-0.71)	-0.05973 (-0.70)
FO	0.2389*** (4.57)	0.2356*** (4.47)	0.2516*** (4.70)	0.2387*** (4.58)	0.25395*** (4.72)
MO	0.2672*** (3.48)	0.2689*** (3.51)	0.2720*** (3.52)	0.2710*** (3.49)	0.27954*** (3.56)
BAD	-0.0446* (-1.75)	-0.0437* (-1.70)	-0.0159 (-0.40)	-0.0441** (-2.34)	-0.01178 (-0.26)
OD × BAD	-0.0072 (-0.06)				0.04156 (0.31)
ID × BAD		-0.0232 (-0.14)			
FO × BAD			-0.2421 (-1.22)		-0.28867 (-1.35)
MO × BAD				-0.1557 (-0.32)	-0.26768 (-0.52)
尤度比 インデックス 尤度比 (X^2)	0.271 302.85	0.271 303.00	0.2724 304.31	0.2712 302.97	0.2728 304.78

(注) (1) 表の数値は、 $\partial \text{Prob}(\text{COMP} = 1) / \partial x_i$ (x_i : モデルに組み込まれた各変数) を、各変数の平均値で評価した値である。つまり、 x_i が 1 億円以上の役員報酬を支給する確率 ($\text{Prob}(\text{COMP} = 1)$) に及ぼす限界効果の大きさである。

(2) かっこ内は Z 値である。また、*, **, ***は Z 検定でパラメータ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。

(3) 変数の定義式は、表 1 を参照されたい。

と COMP の相関係数については、前節の仮説を支持していない。

なお、RTRN および MO と COMP の相関関係は、10%の有意水準で統計的に有意ではなかった。

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

C. GOOD を回帰式に含めた場合の実証結果

説明変数	(H)	(I)	(J)	(K)	(L)
LN_SALE	0.0397*** (6.52)	0.0395*** (6.53)	0.0408*** (6.58)	0.0397*** (6.53)	0.04087*** (6.59)
Q	0.0172 (1.43)	0.0169 (1.40)	0.0173 (1.42)	0.0177 (1.48)	0.01789 (1.47)
RTRN	-6.3093 (-0.90)	-6.1681 (-0.88)	-6.1339 (-0.87)	-6.4683 (-0.92)	-6.29240 (-0.89)
OD	-0.0054 (-0.12)		-0.0033 (-0.08)	-0.0009 (-0.02)	-0.00074 (-0.02)
ID		0.0066 (0.13)			
LN_BS	0.0019 (0.10)	0.0026 (0.13)	0.0010 (0.05)	0.0009 (0.04)	0.00006 (0.00)
CROSS	-0.0730 (-0.82)	-0.0721 (-0.81)	-0.0740 (-0.83)	-0.0711 (-0.80)	-0.07223 (-0.81)
FO	0.2240*** (4.04)	0.2206*** (3.94)	0.1990*** (3.17)	0.2234*** (4.04)	0.19791*** (3.13)
MO	0.2759*** (3.48)	0.2777*** (3.51)	0.2779*** (3.48)	0.2856*** (3.53)	0.28725*** (3.52)
GOOD	0.0924*** (2.67)	0.0927*** (2.82)	0.0442 (0.94)	0.1003*** (3.63)	0.04757 (0.98)
OD × GOOD	0.0135 (0.16)				-0.00624 (-0.07)
ID × GOOD		0.0165 (0.17)			
FO × GOOD			0.1193 (0.97)		0.12135 (0.95)
MO × GOOD				-0.1341 (-0.52)	-0.13397 (-0.51)
尤度比 インデックス	0.277	0.277	0.2774	0.2768	0.2776
尤度比 (X ^2)	308.90	308.96	309.82	309.15	310.1

(注) (1) 表の数値は、 $\partial \text{Prob}(\text{COMP} = 1) / \partial x_i$ (x_i : モデルに組み込まれた各変数) を、各変数の平均値で評価した値である。つまり、 x_i が 1 億円以上の役員報酬を支給する確率 ($\text{Prob}(\text{COMP} = 1)$) に及ぼす限界効果の大きさである。

(2) かっこ内は Z 値である。また、*, **, *** は Z 検定でパラメータ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。

(3) 変数の定義式は、表 1 を参照されたい。

次に、回帰分析の結果について検討する。表 3 の A から、(1) 式を示す推定式 (A) では、OD と LN_BS の推定係数は 10% の有意水準で有意ではなかった。この実証結果は、社外取締役の存在や取締役会の規模が、1 億円以

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

上の報酬を役員に支給する可能性に影響を及ぼさない可能性があることを示唆している²³⁾。

他方、FO と MO は 1% の有意水準で有意な正であるが、CROSS の推定係数は 10% の有意水準で有意ではなかった。これらの結果は、外国人株主や経営者の株式所有が、1 億円以上の報酬を役員に支給する可能性を高めることを示唆している。しかし、株式の持合いは、1 億円以上の役員報酬の支給に影響を及ぼさない可能性があることを示唆している²⁴⁾。

制御変数の LN_SALE と Q は 1% の有意水準で有意な正であるが、RTRN の推定係数は 10% の有意水準で有意ではなかった²⁵⁾。これらの結果は、企業の規模や成長機会が大きいと、1 億円以上の報酬を役員に支給する可能性が高まることを示唆している²⁶⁾。しかし、株式のトータル・リターンは、1 億円以上の役員報酬の支給に影響を及ぼさない可能性があることを示唆している。制御変数の推定結果は、相関係数の結果と整合的である。

推定式（B）は、(1) 式の OD を ID に代えた場合の回帰式である。推定式（A）の推定結果と同様に、ID の推定係数は 10% の有意水準で有意ではなかった。この実証結果は、独立性の高い社外取締役の存在も、1 億円以上の役員報酬の支給に影響を及ぼさない可能性があることを示唆している。なお、他の変数の推定結果は、推定式（A）とほぼ同様であった。

表 3 の B に示した推定式（C）から（G）は、(1) 式に BAD を組み込んだ回帰式である。回帰式に BAD を組み込む目的は、最終損益が赤字である場合に、外国人株主や経営者、社外取締役が高額な役員報酬の支払いを抑制する役割を果たしているか否かを調査するためである。外国人株主や経営者、社外取締役が、このような役割を果たしている場合、BAD の交差項の推定係数は負になると予想される。

推定式（C）には、OD と BAD の交差項が組み込まれている。OD と BAD の交差項の推定係数は、10% の有意水準で有意ではなかった。この実証結果は、企業業績が悪いときに、社外取締役が経営者に対する 1 億円以上の報酬の支払いを抑制する役割を果たしていないことを示唆している。

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

推定式（D）には、ID と BAD の交差項が組み込まれている。ID と BAD の交差項の推定係数も、10%の有意水準で有意ではなかった。この実証結果は、企業業績が悪いときに、独立性の高い社外取締役が経営者に対する1億円以上の報酬の支払いを抑制する役割を果たしていないことを示唆している。

同様に、推定式（E）にはFO と BAD の交差項が組み込まれ、推定式（F）には、MO と BAD の交差項が組み込まれている。2つの交差項は、ともに10%の有意水準で有意ではなかった。これらの実証結果も、企業業績が悪いときに、外国人株主や経営者が1億円以上の役員報酬の支払いを抑制する役割を果たしていないことを示唆している。

推定式（G）には、OD、FO、そしてMO と BAD の交差項が全て組み込まれている。実証結果は、全ての交差項の係数が10%の有意水準で有意ではなく、推定式（C）、（D）、（E）、（F）の交差項と同様の結果であった。以上から、企業業績が悪いときに、外国人株主や経営者、社外取締役が高額な役員報酬の支払いを抑制する役割を果たしていないと推測される。

他方、推定式（C）、（D）、（F）のBADの推定係数は、5%か10%の有意水準で有意な負であった。この実証結果は、企業業績が悪いときに、1億円以上の報酬が役員に支給される可能性が低くなることを示唆している。これは、外国人株主や経営者、社外取締役が役員報酬の削減に影響を及ぼさなくても、役員報酬と企業業績の連動性がある程度確保されていることを意味している。

なお、BAD および交差項以外の変数については、表3のAの実証結果と概ね同様であった。

次に、最終損益がサンプルの上位10%である場合に、外国人株主や経営者、社外取締役が1億円以上の役員報酬を支払う可能性を高めるのか否かを調査する。企業業績が良好な場合に、外国人株主や経営者、社外取締役が役員報酬を高める役割を果たしている場合、GOODの交差項の推定係数は正になると予想される。

表3のCに示した推定式（H）から（L）は、(1)式にGOODを組み込ん

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

だ回帰式である。推定式（H）には、OD と GOOD の交差項が組み込まれている。OD と GOOD の交差項の推定係数は、10%の有意水準で有意ではなかった。また、推定式（I）には、ID と GOOD の交差項が組み込まれている。ID と GOOD の交差項の推定係数も、10%の有意水準で有意ではなかった。これらの実証結果は、企業業績が良いときに、社外取締役が1億円以上の役員報酬を支払う確率が高まる可能性が低いことを示唆している。

同様に、推定式（J）には FO と GOOD の交差項が組み込まれ、推定式（K）には、MO と GOOD の交差項が組み込まれている。2つの交差項は、ともに10%の有意水準で有意ではなかった。これらの実証結果も、企業業績が良いときに、外国人株主や経営者が1億円以上の役員報酬を支払う確率が高まる可能性が低いことを示唆している。

推定式（L）には、OD, FO, そして MO と GOOD の交差項が全て組み込まれている。実証結果は、全ての交差項の係数が10%の有意水準で有意ではなく、推定式（H）、（I）、（J）、（K）の交差項と同様の結果であった。以上から、企業業績が良いときに、外国人株主や経営者、社外取締役が1億円以上の役員報酬を支払う確率が高まる可能性が低いと推測される。

他方、推定式（H）、（I）、（K）の GOOD の推定係数は、1%の有意水準で有意な正であった。この実証結果は、企業業績が良いときに、1億円以上の報酬が役員に支給される可能性が高くなることを示唆している。これは、外国人株主や経営者、社外取締役が企業業績に応じた役員報酬額の決定に関与していなくても、役員報酬と企業業績の連動性がある程度確保されていることを意味している。

なお、GOOD および交差項以外の変数については、Q の推定係数が10%の有意水準で有意ではなかったことを除いて、表3のAの実証結果と概ね同様であった。

以上から、社外取締役は1億円以上の役員報酬の支払いの決定には何ら影響を及ぼしていない可能性が高い²⁷⁾。また、外国人株主と経営者の株式所有は、企業業績の如何に関わらず、1億円以上の役員報酬を支給する確率を高

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）める可能性がある。これは、経営者が大株主である場合、経営者の権限が強化され、多額の役員報酬が支払われる可能性が高まるとする仮説を支持している。他方、外国人株主の実証結果は、本稿の仮説を支持していない。日本企業の役員報酬が英米企業と比較して低い水準にあるため、外国人株主は日本企業の役員報酬の引き上げに対して寛容な姿勢を示していると解釈することができる²⁸⁾。

本稿の実証結果から、外国人株主や経営者、社外取締役は、企業業績に応じて役員報酬額を調整する役割を果たしていない可能性が高い。しかし、GOOD や BAD の推定係数から、東証一部上場企業では、役員報酬と企業業績の連動性がある程度確保されている可能性が高い。

5. おわりに

本稿は、2012 年のクロスセクション・データを利用して、取締役会および株式所有の構造が東証一部上場企業の役員報酬にどのような影響を及ぼすのか実証分析を行った。なお、株式の所有構造として、外国人株主や経営者の株式所有、株式の持合いを取り上げた。また、取締役会の構造として、社外取締役比率や取締役会の規模を取り上げた。

実証分析により、次の実証結果が得られた。社外取締役は 1 億円以上の役員報酬の支払い決定には何ら影響を及ぼしていない可能性が高い。また、外国人株主と経営者の株式所有は、企業業績の如何に関わらず、1 億円以上の役員報酬を支給する可能性を高める可能性がある。

この実証結果に対して、経営者が大株主である場合、経営者の権限が強化され、多額の役員報酬が支払われる可能性が高まるという解釈を与えることができる。また、日本企業の役員報酬が英米企業と比較して低い水準にあるため、外国人株主は日本企業の役員報酬の引き上げに対して寛容な姿勢を示していると解釈することができる。

また、外国人株主や経営者、社外取締役は、企業業績に応じて役員報酬額

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

を調整する役割を果たしていない可能性が高い。しかし、企業業績を示すダミー変数の推定係数が統計的に有意であったことから、東証一部上場企業では、役員報酬と企業業績の連動性がある程度確保されている可能性が高い。

本研究の限界点として、次のことが考えられる。第1に、英米企業を分析対象とした先行研究は、CEOの報酬金額を回帰式の被説明変数として用いている。しかし、役員報酬が1億円未満の場合、報酬金額のデータの入手が困難であったため、本稿では、役員報酬が1億円以上か否かを示すダミー変数を回帰式の被説明変数に用いた。被説明変数の情報量が少ないために、説明変数の推定係数の統計的有意性が低下した可能性がある。

第2に、本稿の実証分析は、2012年のクロスセクション・データのみを用いた分析である。2010年3月期決算以降は、1億円以上の役員報酬が支給された場合に、役員報酬の開示義務がある。他の年度においても、本稿と同様の実証結果が得られるのか否か確認する必要がある。この点については、今後の課題としたい。

注

- 1) 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。
- 2) 日本企業や英米企業のCEOの報酬については、タワーズ・ペリン（Towers Perrin）が発表した「世界総年収調査（Worldwide Total Remuneration）2005-2006」を参照。
- 3) 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）。
- 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) エージェンシー問題については、ジェンセンとメックリング（Jensen and Meckling, 1976）の理論研究を参照されたい。
- 6) ワイスバック（Weisbach, 1988）は、社外取締役比率（OD）が高いほど、企業のコーポレート・ガバナンスがより強固になることを示している。
- 7) 深尾・森田（1997, 65-66頁）を参照。

- 8) 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。
- 9) メイス（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。メイスの主張から、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。
- 10) ランバート等（Lambert et al., 1993）やコア等（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。
- 11) オズカン（Ozkan, 2007）も、英国企業では社外取締役比率（OD）と CEO の報酬は正の関係があるという実証結果を得た。オズカンは、英国企業の社外取締役が経営者に対する効果的なモニターではないと指摘している。
- 12) イェルマック（Yermack, 1996）は、企業価値（あるいは企業業績）は取締役会の規模の減少関数であるという実証結果を提示している。この結果は、ジェンセンの主張と一致している。
- 13) オズカン（Ozkan, 2007）は、英国企業では機関投資家の株式所有と CEO の報酬は負の関係があるという実証結果を得た。また、コア等（Core et al., 1999）やランバート等（Lambert et al., 1993）も、米国企業では 5% 以上の株式を所有する大口株主（ブロックホルダー）が存在すると、役員報酬は抑制されるという実証結果を得た。
- 14) バス等（Basu et al., 2007）は、全ての取締役の持株比率が役員報酬と有意な正の関係を有するという実証結果を得た。他方、本稿の仮説と異なり、大森・星野（2003）は、バブル崩壊後（1992 年から 1998 年の期間）に役員の持株比率が役員報酬と有意な負の関係を有するという実証結果を得た。また、コア等（Core et al., 1999）やランバート等（Lambert et al., 1993）の実証研究でも、米国企業では CEO の持株比率は役員報酬と負の関係を有していた。
- 15) バス等（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、そのような傾向がないことを示した。
- 16) 経営者報酬と企業業績の関係を実証的に分析した先行研究は多数存在する。例えば、米国企業を対象とした先行研究として、ジェンセンとマーフィー（Jensen and Murphy, 1990）やホールとリーブマン（Hall and Liebman, 1998）の実証研究があり、日本企業を対象とした先行研究として、大森・星野（2003）や加藤と久保（Kato and Kubo, 2006）、久保・齋藤（2008）、久保と齋藤（Kubo and Saito, 2008）の実証研究がある。また、日米企業を比較した先行研究として、カプラン

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

(Kaplan, 1994) の実証研究がある。これらの先行研究は、経営者報酬と企業業績には統計的に有意な正の関係が存在することを示している。

- 17) サンプルのうち、COMP = 1 の企業数は 179 であった。
- 18) 制御変数の選択については、オズカン (Ozkan, 2007) の実証研究を参照した。
- 19) 日本企業の役員報酬を分析した大森・星野 (2003) やバス等 (Basu et al., 2007) の実証結果では、役員報酬は売上高と有意な正の関係を有していた。
- 20) ID の定義式は、(銀行、支配会社、関係会社に職務経験がある社外取締役、相互派遣の社外取締役、あるいは他社で社長級の役職を持つ社外取締役を除く社外取締役の人数) / (取締役会のメンバー数) である。
- 21) サンプルのうち、BAD = 1 の企業数は 170 であった。
- 22) サンプルのうち、GOOD = 1 の企業数は 168 であった。
- 23) バス等 (Basu et al., 2007) は、社外取締役比率が経営者報酬と有意な負の関係を有するという実証結果を得た。本稿の実証結果がバス等の実証結果と異なる理由の 1 つは、バス等が 1992 年から 1996 年の日本企業のデータを利用しており、本稿の分析年度である 2012 年までに、社外取締役の登用状況が変化したためであると考えられる。また、取締役会の規模が経営者報酬と有意な関係がないという本稿の実証結果は、バス等と同様である。
- 24) 本稿の CROSS の推定係数は、バス等 (Basu et al., 2007) の実証結果と整合的である。
- 25) バス等 (Basu et al., 2007) は、年次の株式リターンが役員報酬と統計的に有意な関係がないという実証結果を得た。この結果は本稿の実証結果と整合的である。
- 26) 企業規模と成長機会が経営者報酬と有意な正の関係を有するという実証結果は、バス等 (Basu et al., 2007) の実証結果と同様である。
- 27) この理由として、① 社外取締役が経営者のモニターとして機能していないこと、② 社外取締役に役員報酬を決定する際に必要とされる専門的知識が欠如していること、そして③ 社外取締役に時間的制約や情報不足といった問題があること等が考えられる。
- 28) 外国人株主は、企業業績が良好な日本企業に対して積極的に投資する傾向がある。また、GOOD や BAD の推定結果から、企業業績が高くなると、1 億円以上の役員報酬が支払われる可能性が高まる。業績が良好な企業を選好する外国人株主の投資姿勢が、FO の推定係数が統計的に有意な正となる実証結果をもたらした可能性もある。

〈参考文献〉

1. 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: 56-79.
- Core, J., R. Holthausen and D. Larcker (1999) Corporate governance, chief executive

- officer compensation, and firm performance, *Journal of Financial Economics*, 51: 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: 121-134.
- Hall, B., and J. Liebman (1998) Are CEOs really paid like bureaucrats?, *Quarterly Journal of Economics*, 113: 653-691.
- Jensen, M. C. (1993) The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems, *The Journal of Finance*, 48: 831-880.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling (1976) Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, 3: 305-360.
- Jensen, M. C. and K. Murphy (1990) Performance pay and top-management incentives, *Journal of Political Economy*, 98: 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: 510-46.
- Kato, T. (1997) Chief executive compensation and corporate groups in Japan: New evidence from micro data, *International Journal of Industrial Organization*, 15: 455-67.
- 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: 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: 401-418.
- Lambert, R. A., D. F. Larcker and K. Weigelt (1993) The structure of organizational incentives, *Administrative Science Quarterly*, 38: 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』文真堂, 1991年)
- Ozkan, N. (2007) Do corporate governance mechanisms influence CEO compensation? An empirical investigation of UK companies, *Journal of Multinational Financial Management*, 17: 349-364.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1986) Large shareholders and corporate control, *Journal of Political Economy*, 94: 461-488.
- Smith, C. W. and R. L. Watts (1992) The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies, *Journal of Financial Economics*, 32: 263-292.

取締役会や株式所有の構造が役員報酬に及ぼす影響に関する実証分析（三輪）

Towers Perrin, “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)

Weisbach, M. (1988) Outside directors and CEO turnover, *Journal of Financial Economics*, 20: 431-460.

Yermack, D. (1996) Higher market valuation of companies with a small board of directors, *Journal of Financial Economics*, 40: 185-211.

2. 日本語文献

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。

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』，44-60 頁，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)

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)

吉森賢（2007）『企業統治と企業倫理』放送大学教育振興会。