

## 経営者報酬と取締役会の経営監視機能についての検証\*

坂和秀晃・渡辺直樹

### 要 旨

本稿では、1991年から1995年の日本の製造業企業522社の役員賞与比率の決定要因を検証する。先行研究では、1990年代の日本の企業統治メカニズムが経営者に適切なインセンティブ報酬を付与するという形で機能していたかどうかは明らかでない。本稿では、経営者へのインセンティブ報酬メカニズムとして、役員賞与比率に注目し実証分析を行う。実証分析の結果、以下の3点が明らかになった。第1に、業績の高い企業の経営者ほど、インセンティブ報酬としての役員賞与比率が高い。第2に、社長会に属する系列企業では、インセンティブ報酬としての役員賞与の比率が低かった。第3に、銀行派遣役員がいる企業でも、役員賞与のインセンティブ報酬比率は低かった。これらの結果は、1990年代の日本の企業統治メカニズムの下では、役員賞与の経営者に対するインセンティブ報酬の役割は、系列企業、銀行派遣役員の経営者に対する直接の監視機能に代替されていたため、インセンティブ付与の必要性が低かったと解釈することができる。

### 1 は じ め に

近年、経営者報酬をめぐる企業統治改革の議論が盛んになっている。東京証券取引所では、外国人投資家を含む幅広い投資家に対する説明責任を果たすという観点からも、上場企業に対して、取締役会の構成・株式所有構造などの企業統治に関する情報開示を求めるようになってきている。企業統治の健全性を図る指標の1つとして、経営者報酬は企業統治が適切に働いているかどうかを表すという意味で、重要な役割を果たす。また、経営者に対して業績を上げるための適切なインセンティブを付与しているかどうかは、企業統治の健全性を測る意味で重要な指標と考えられている。本稿の目的は、役員賞与の付与と企業統治メカニズムの関係についての検証を行い、1990年代の日本の企業統治メカニズムが経営者に適切なインセンティブを与えるような比率で、役員賞与を付与するように機能していたかどうかを実証的に明らかにすることである。

1990年代までの日本の企業統治メカニズムは、銀行中心型の統治メカニズムであり、欧米の市場中心型の統治メカニズムとは異なることが指摘されている (Aoki (1990), Aoki *et al.* (1994), Sheard (1994))。したがって、日本企業の経営者に対するインセンティブ報酬が適切に付与されているかどうかを検証するためには、日本の企業統治メカニズムとの関係性を考察する必要がある。

\* 本稿の作成にあたり、筒井義郎教授 (大阪大学)、高阪章教授 (大阪大学) にお世話になった。また、匿名レフェリーの方からも貴重なコメントを頂いた。記して、感謝の念を表したい。本稿は、平成19年度大阪銀行協会フォーラムの研究助成、村田学術振興財団の研究助成を受けている。もちろん、本稿に含まれる誤りは、筆者等の責である。

Hoshi and Kashyap (2001) は、1980年代までの日本の企業統治システムが、六大企業集団の社長会系列、メインバンク関係を前提とする銀行派遣役員を中心として機能していたという先行研究の結果をまとめている。しかし、既存の実証研究では、経営者に対するインセンティブメカニズムと社長会系列や銀行派遣役員との関連を十分に分析していない。したがって、日本の企業統治メカニズムを前提として、経営者に対するインセンティブ報酬を考えると、六大企業集団の社長会系列に属する企業、銀行派遣の役員がいる企業においては、経営者に対して適切なインセンティブを付与するよう役員賞与の役割を代替していた可能性がある。本稿では、このように日本の企業統治メカニズムの特徴を考慮して、監視機能の高いと想定される社長会系列・銀行による監視機能が働く企業において、経営者の直接の監視機能がインセンティブ報酬としての役員賞与の役割を代替していたのかどうかを検証する。

本稿は、1991年から95年の日本の製造業に属する企業の経営者報酬のうちのインセンティブ報酬部分である役員賞与に限定しての検証を行っている。1997年の商法改正以前には、経営者に対する株価連動型のインセンティブ報酬となるストックオプションの付与は認められていなかった。したがって、1997年以前の期間においては、現金ベースのインセンティブ報酬である役員賞与のみが、経営者に適切なインセンティブを付与する役割を期待されることになる。

実証分析の結果は、以下の3点にまとめられる。第1に、企業業績が高い企業ほど、役員賞与比率が高く、役員賞与は経営者にインセンティブを付与する役割を果たしていることが確認された。第2に、社長会系列に属する企業では、インセンティブ報酬としての役員賞与比率が低かった。第3に、銀行派遣役員がいる企業でも、役員賞与比率は低かった。第2・第3の結果は、社長会系列や銀行派遣役員による経営者に対する直接の監視機能が、経営者に対するインセンティブを付与する役員賞与の役割を代替しているため、役員賞与による経営者へのインセンティブ付与の必要性が乏しかったと解釈できる。

本稿の構成は、以下ようになる。2節で、本稿に関連する先行研究の流れを整理する。3節では、実証分析で扱うデータと実証方法について説明し、実証仮説を導出する。4節では、実証結果を導出し解釈を加える。最後に、5節で結論づけを行う。

## 2. 先行研究の流れ

企業には、所有者と経営者間のエージェンシー問題が存在するので、経営者に対して適切なインセンティブを付与するためには、経営者報酬の体系に、インセンティブ報酬を含めることが重要になる。Jensen and Meckling (1976) は、経営者と株主間の利害対立に焦点を当て、経営者が十分に自社株式を保有していない場合、株主の利益のために企業価値を高めようとする努力を十分に行わないエージェンシー問題が発生することを指摘した。

経営者と株主の間のエージェンシー問題が存在するとき、インセンティブ報酬によって、企業業績が高められることは、Holmstrom (1979, 82) の先行研究で明らかにされている。Holmstrom (1979, 82) によれば、事後的な企業業績と経営者報酬を連動させるというインセンティブ報酬は、株主が経営者の努力水準を観察できないことにより生じるエージェンシー問題を解決することを示している。

このような経営者と株主間のエージェンシー問題は、高い成長機会を持つ企業ほどより大きくなることがSmith and Watts (1992) で示されている。株主が高い成長機会を正確に評価することは難しいため、インセンティブ報酬を設定することで、経営者とのエージェンシー問題の解決が図られることになる。成長機会の高い企業ほど、株式価値と連動したインセンティブ報酬が多くなる

という関係は、Gaver and Gaver (1995), Mehran (1995) 等の先行研究で確認されている。

インセンティブ報酬設計については、ストックオプションなどの株式ベースの報酬も含めて米国を中心に数多くの研究が成されている。米国のインセンティブ報酬設計について、Harvey and Shrieves (2001) では、外部取締役・大口株主のいる企業、時価・簿価比率の高い成長企業の方がインセンティブ報酬を採用しやすいこと、財務レバレッジである負債・資産比率の高い企業の方がインセンティブ報酬を採用しにくいことを示している。

日本のインセンティブ報酬としての役員賞与の業績に関する感応度を扱った先行研究として、村瀬 (1995), Xu (1997), Murase (1998), 阿萬 (2002), Abe *et al.* (2005) 等が挙げられる。Xu (1997) では、役員賞与が付与されるためには、配当が条件であることを確認した。村瀬 (1995), Murase (1998) では、金融機関の持株比率の高い企業では、業績が赤字になったときに、役員賞与がカットされやすいことを示している。阿萬 (2002) は、業績指標としての株式収益率と役員賞与の間に、正の関係があることを示している。Abe *et al.* (2005) は、電機業界55社の企業を対象にして、役員賞与比率の決定要因を分析し、銀行派遣役員がいる企業ほど、役員賞与比率が低くなるという関係を発見している。

日本企業の役員報酬と役員賞与両方を含む経営者報酬全体の企業業績との感応度を測った研究としては、Kaplan (1994), Kato (1997), Joh (1999), Kato and Kubo (2006), Mitsudome *et al.* (2008) が挙げられる。Kaplan (1994) と Joh (1999) は、全役員の前平均としての役員報酬の変動と企業業績に連動度があることを確認している。Kato (1997) では、所得税データから社長の報酬を推定し、系列企業の方がそうでない企業に比べて、社長の報酬が低いことを示した。Kato and Kubo (2006), Mitsudome *et al.* (2008) は、CEO報酬と企業業績の連動度について検証を行っている。Kato and Kubo (2006) では、ROA, 株式収益率 (RET), 売上伸び率といった企業業績の変数と経営者報酬の業績感応度が正であることから、日本の経営者報酬が正のインセンティブを付与していることを示している。Mitsudome *et al.* (2008) は、1990年代のCEO報酬の業績連動度に関する日米比較を行っている。その結果、今期の業績連動度は米国企業の方が大きいものの、1期前の連動度は、日本企業の方が大きくなるという関係を発見している。

これらの日本の経営者報酬に関する先行研究では、役員賞与が経営者に対して適切なインセンティブを付与する体系になっているかということを考える際に、日本の企業統治を特徴づける役割を果たしてきたとされる社長会系列や銀行派遣役員との関連を十分に分析していない。本稿では、日本の企業統治を特徴づけてきたこれらのメカニズムと役員賞与比率の関係性を考察することで、日本の企業統治が経営者に適切なインセンティブを与えられていたのかどうかを検証する。

### 3 データと実証方法

本稿では、東証1部上場企業のうち、日本標準産業分類の大分類で製造業に分類される企業522社の1991年から1995年のデータを用いて検証を行う。財務諸表と株式所有構造のデータに関しては、日経 NEEDS の本決算データを用いた。取締役会の構成のデータは、東洋経済新報社の『役員四季報』(1992-1996)のデータを用いた。それぞれの変数の記述統計量は、表1のようにまとめられる。次の3.1, 3.2の2項において、各変数についての説明を行う。

#### 3.1 経営者報酬

経営者報酬のデータとして用いる役員賞与比率のデータは、1991年から1995年の本決算データから計算される。役員賞与比率は、役員の給与・賞与の合計に占める役員賞与の割合として定義する。したがって、役員賞与比率は経営者報酬に占めるインセンティブ部分であると考えることができる。

表 A 採用データについて

変数	変数の定義
経営者報酬 役員賞与比率	役員賞与を役員報酬と役員賞与の合計で割った（％表示）
企業業績 ROA	当期利益を資産規模で割った（％表示）
RET	日本証券経済研究所の年次株式投資収益率（％表示）・配当の年ベース収益率
赤字ダミー	当期利益が当該年度赤字のもの（赤字企業を1，それ以外を0とする）
資産規模	資産規模（億円単位）
売上伸び率	売上伸び率（比率表示）
企業属性 時価・簿価比率	時価総額を資本（簿価）で割った
負債・資産比率	負債総額を資産規模で割った
過去5年のROAの標準偏差	ROAの過去5年間の標準偏差をとったもの
株式所有構造 役員持株比率	役員持株を全株式数で割った
銀行持株比率	銀行持株を全株式数で割った
系列	六大企業の社長会に属する企業を1，それ以外を0とする
取締役会構成 外部取締役比率	『役員四季報』に定める外部取締役の人数を全取締役の人数で割った
銀行派遣役員ダミー	銀行派遣役員がいる企業を1，それ以外を0とする

表 1 記述統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
経営者報酬 役員賞与比率	2610	13.522	10.845	0.000	54.286
企業業績 ROA	2610	1.600	0.289	-23.614	18.426
RET	2610	-5.607	22.433	-79.000	131.700
赤字ダミー	2610	0.117	0.322	0.000	1.000
資産規模	2610	1982.134	3905.049	23.240	39688.200
売上伸び率	2610	0.015	0.194	-0.485	3.870
企業属性 時価・簿価比率	2610	2.418	1.655	0.512	36.093
負債・資産比率	2610	0.560	0.174	0.038	0.987
過去5年のROAの標準偏差	2610	0.013	0.015	0.000	0.193
株式所有構造 役員持株比率	2610	0.021	0.041	0.000	0.386
銀行持株比率	2610	0.411	0.131	0.021	0.730
系列	2610	0.113	0.317	0.000	1.000
取締役会構成 外部取締役比率	2610	0.214	0.172	0.000	0.867
銀行派遣役員ダミー	2610	0.388	0.487	0.000	1.000

（注）1991年から1995年の東証1部上場の製造業522社についての記述統計量を記載している。

経営者に対するインセンティブ報酬としては、役員賞与といった現金報酬以外に、ストックオプションが考えられる。しかし、日本において、経営者に対するストックオプションの付与が認められたのは、1997年の商法改正時点であり、本稿が扱う1991年から1995年のサンプル期間においては、その付与が認められていなかった。したがって、ここでは現金報酬に占めるインセンティブ報酬部分としての役員賞与比率を用いて分析を行う。<sup>1)</sup>

### 3.2 経営者報酬の説明変数

本稿では、役員賞与比率の説明変数として、企業業績、企業の属性、株式所有構造・系列、取締役会の構成を表す変数を用いる。日本の企業統治メカニズムを特徴づける変数として、系列集団のダミー変数・銀行派遣役員のダミー変数の2変数を採用する。これらの2変数の役員賞与比率への影響については、3.3節で実証仮説を立てて検証する。

企業業績を表す変数としては、ROA、株式収益率 (RET)、売上伸び率、赤字ダミーの4変数を用いる。経営者報酬の企業業績に対する感応度を測った先行研究である Kato and Kubo (2006) では、ROA の変化率、株式収益率と売上伸び率が経営者報酬に正の感応度を、赤字ダミーが経営者報酬に負の感応度を持つことを示している。したがって、本稿でも、企業業績が経営者に対して、先行研究と同様にインセンティブを付与するかどうかを確認する。

企業の属性を示す説明変数としては、企業規模を表す変数である資産規模の対数値を用いる。また、企業の成長機会を表す代理変数として、企業価値の時価・簿価比率を採用する。時価評価された企業の株式価値には、企業の成長機会の価値が含まれる。したがって、時価・簿価比率の高い企業ほど、相対的に高い成長機会を持っていると考えられる。日本の経営者報酬の先行研究である Basu *et al.* (2007) においては、時価・簿価比率が高い企業ほど、経営者報酬が大きくなるという関係を確認している。最後に、企業の直面するリスクを表す変数として、企業の負債・資産比率 (Financial Leverage)、過去5年間の ROA の標準偏差を採用する。John and John (1993) が指摘するように、負債・資産比率が高い企業ほど、外部の負債保有者によるモニタリング機能が高まることが想定される。過去5年間の ROA の標準偏差は、Core *et al.* (1999)、Basu *et al.* (2007)、Sakawa and Watanabel (2008) 等の先行研究で、企業リスクの変数として採用されている。

役員賞与比率が経営者に対して、正のインセンティブを与えるような形で付与されるかどうかは、企業統治メカニズムの特徴に依存することになる。Aoki (1990)、Aoki *et al.* (1994)、Sheard (1994) 等の日本の先行研究では、日本の企業統治メカニズムが市場中心の規律づけメカニズムではなく、系列・株式持合い、銀行の役員派遣等を中心とする規律づけメカニズムであることを指摘している。したがって、本稿では企業業績、企業の属性に加えて、株式所有構造・系列、取締役会の構成の変数を採用している。

株式所有構造の変数として、役員持株比率、銀行持株比率の変数を採用する。Mehran (1995) は、インセンティブ報酬と CEO の持株比率の間の負の関係を実証的に示している。したがって、インセンティブ報酬比率と経営者持株比率の間には負の関係を想定する。Sakawa and Watanabel (2008) では、銀行持株比率の高い企業ほど、経営者報酬水準が低くなるという実証結果を得ている。この結果は、銀行が株主としてのモニタリングを果たしていることを示唆する結果になっている。したがって、銀行株主のモニタリング機能がインセンティブ報酬の代わりに役割を果たしていると想定される。すなわち、役員賞与比率と銀行持株比率の関係は負になると想定される。

取締役会の構成の変数として外部取締役比率を採用する。外部取締役の役割については、先行研究の結果から、コンセンサスを得ることはできない。経営者に対するモニタリング機能を果たすことでインセンティブ報酬の代用となるという見方がある。Brickley *et al.* (1994)、Rosenstein and Wyatt (1990)、Hermalin and Weisbach (1988) 等の先行研究では、このような見方を確認する実証結果を得ている。また、Miwa and Ramseyer (2005) では、日本企業の企業業績と外部取締

1) 乙政 (2004) では、1997年以前の日本の役員報酬が固定的な役員給与部分と変動的な役員賞与部分に分かれており、変動的な役員賞与部分がインセンティブ報酬としての役割を担っていた可能性を指摘している。

役の有無には有意な関係がないことを示している。他方、Harvey and Shrieves (2001) では外部取締役比率が増えるほど、インセンティブ報酬比率も増えるという関係を確認している。Harvey and Shrieves (2001) は、この関係を外部取締役がインセンティブ報酬を促進する役割を果たすと解釈している。したがって、役員報酬比率と外部取締役比率の関係を先験的に予想することはできない。

### 3.3 実証方法と実証仮説

本稿では、経営者にインセンティブを与える役割を果たす役員賞与比率に、企業間の変動を与える要因を分析する。実証モデルとしては、Harvey and Shrieves (2001) にならって、トービットモデルを用いる。モデルの推定式は、下記の(1)式ようになる。

$$\text{役員賞与比率} = f(\text{企業業績, 企業属性, 株式所有構造, 取締役会の構成}) \quad (1)$$

(1)式の被説明変数は、役員賞与比率を用いる。3.1節で示したように、役員賞与比率は、経営者報酬のインセンティブ度合を表すことになる。役員賞与比率の分布を考えた場合、賞与を支給しない企業が数多く存在することから、0を下限とする切断分布に従うことになる。トービットモデルの最尤推定法では、被説明変数の切断を考慮して、OLS推定によって生じるバイアスをなくす形で推定することが可能である。<sup>2)</sup>

本稿では、日本の企業統治メカニズムの特徴であるとされる「三井・三菱・住友・芙蓉・三和・第一勧業」の社長会で形成される六大企業集団の系列に属する企業と銀行派遣役員がいる企業では、役員賞与比率が経営者に適切なインセンティブを与えるように設計されているかどうかを分析するための仮説を立てて検証を行う。

日本の経営者報酬の水準と系列の関係については、Kato (1997)、Basu *et al.* (2007) 等の先行研究がある。Kato (1997) は、1985年の六大企業集団に属する企業のCEO報酬は、その他の企業のCEO報酬に比して有意に低いことを示し、銀行中心の経営者に対する規律づけシステムが有効に機能していると解釈している。他方、Basu *et al.* (2007) は、1992—96年の174社のCEO報酬を比較し、系列集団に属する企業の方がCEO報酬は低いものの、企業業績・企業統治の変数でコントロールした上で回帰分析を行うと、経営者報酬の水準を有意に低くする効果はないことから、系列企業の規律づけシステムが有効に機能しない可能性を指摘している。

先行研究の結果からは、系列企業における経営者への直接の監視機能が有効であり、インセンティブ報酬の代替的な役割を果たしているのか、あるいは系列企業においても、役員賞与が経営者に対するインセンティブ報酬の役割を果たしているのかは明らかではない。

したがって、本稿ではこの2つの可能性を識別するために、系列企業における役員報酬の付与が経営者に対するインセンティブメカニズムとして機能したかどうかについて以下の仮説1を立てる。

#### 仮説1

六大系列集団に属する企業の方が、そうでない企業に比して直接的な経営者の監視機能が働いているため、インセンティブ報酬の強度を強める必要がない。したがって、系列企業の方がインセンティブ比率を表す役員賞与比率は低くなる。

次に、経営者報酬と銀行派遣役員の有無の関係については、Morck and Nakamura (1999)、Abe *et al.* (2005)、Sakawa and Watanabel (2008) 等の先行研究で分析されている。Morck and Nakamura (1999) は、銀行が赤字企業へ役員派遣を行いやすいことを示している。Abe *et al.* (2005) は、1989年から99年の電機業界55社のパネルデータを用いて、銀行派遣役員がいる企業の

2) トービットモデルの最尤推定法については、Maddala (1983)、縄田 (1992) 等を参照されたい。

方が企業業績に有意な差がなくとも、賞与比率が10%水準で有意に低いことを明らかにしている。また、Sakawa and Watanabel (2008) は、1991年から95年の日本の製造業522社のパネルデータを用いて、銀行派遣役員がいる企業の方が経営者報酬の水準が有意に低くなることを確認し、銀行派遣役員の規律づけ機能が有効であると解釈している。<sup>3)</sup>

先行研究で指摘されるように、銀行派遣役員による直接の規律づけ機能が有効であれば、経営者に対するインセンティブ報酬の代替的な役割を果たすため、銀行派遣役員がいる企業の方が役員賞与比率は低くなると予想される。他方、銀行派遣役員による直接の規律づけ機能に代わって、役員賞与の付与が経営者に対するインセンティブメカニズムとして機能した可能性もある。本稿では、銀行の役員派遣が行われた企業において、銀行派遣役員による直接の経営者に対する規律づけ機能がインセンティブメカニズムとしての役員賞与の代わりに機能したかどうかを検証するために、以下の仮説2を立てて検証する。

#### 仮説2

銀行派遣役員がいる企業の方が、その他の企業に比して、直接的な経営者の監視機能が働いているため、インセンティブ報酬の強度を強める必要がない。したがって、銀行派遣役員がいる企業の方がインセンティブ比率を表す役員賞与比率が低くなる。

仮説1・2を検証するために、(1)式のトービット推定の説明変数選択を変えたモデル(1)・(2)・(3)・(4)を推定する。モデル(1)では、企業業績の変数・企業属性を表す変数と役員持株比率・外部取締役比率の変数に加えて、社長会系列ダミー変数を推定式に入れることで、仮説1の検証を行う。仮説2を検証するために、モデル(2)では、銀行派遣役員ダミーを入れた推定式を用いる。モデル(3)では、モデル(2)の変数に社長会系列ダミー変数を加えることで、仮説1と2を同時に検証する。最後に、モデル(4)では、モデル(3)の説明変数に銀行持株比率の変数を加えた推定を行う。

## 4 実証結果

### 4.1 記述統計量の分析

本稿で用いる各変数の記述統計量は、表1のようになる。経営者報酬に占めるインセンティブ報酬比率を表す役員賞与比率は、平均13.5%となっており、Abe *et al.* (2005) で分析されている電機産業の役員賞与比率とほぼ同水準になっている。また、最小値は0%、最大値は54%程度であり、これもAbe *et al.* (2005) と整合的な結果になっている。また、米国の1996年度の290社のインセンティブ報酬比率を分析したHarvey and Shrieves (2001) のサンプルでは、平均42.6%、最大99.3%となっており、日本の経営者報酬のインセンティブ報酬比率は米国に比して、低いことが明らかになる。<sup>4)</sup>

企業業績を表す変数については、会計指標であるROAの平均が1.6%であり、株式収益率を表すRETの平均は-5.6%となっており、会計指標の相違により平均値に大きな違いがあると言える。ROAの標準偏差は0.28であるのに比して、RETの標準偏差は22.4と大きく、株式収益率の方が大きく変動していることがわかる。

3) Kaplan and Minton (1994) では、企業の株価パフォーマンスが悪いときに、銀行派遣役員が任命されやすいことを示している。Kang and Shivdasani (1995) は、銀行派遣役員がいる企業ほど、赤字の場合、経営者交代が起りやすいことを示している。したがって、銀行派遣役員は、経営者交代の意味でも経営者への規律づけ機能を果たしていたことがわかる。

4) 米国の経営者インセンティブ報酬には、ストックオプションが含まれているため、その部分が本稿で扱う日本の役員賞与比率に比べて高い数値を示した可能性がある。

企業の属性を表す変数については、時価・簿価比率（Market to Book Ratio）の平均値が2.4となっている。Harvey and Shrieves（2001）の米国企業のサンプルでは、平均5.5と2倍以上高い水準になっている。したがって、米国企業の方が相対的に大きな成長機会を持っていると解釈できる。次に、企業の財務レバレッジの変数である負債・資産比率は、平均値が56%である。これは、Harvey and Shrieves（2001）の36%に比して高い水準であり、日本企業の方がリスクの高い投資行動を行っていたことを示唆している。

株式所有構造の変数に関しては、役員持株比率の平均値は2.1%と低い水準にとどまっている。Harvey and Shrieves（2001）の米国企業のサンプルでは、CEO持株比率が5%余りであり、日本企業の方が経営者持株比率は低いことがわかる。銀行持株比率については、平均して41.1%と非常に高い水準になっている。

取締役会の構成を表す変数については、社長会系列に属する企業は11.7%余りである。また、銀行派遣役員のダミー変数については、平均して38.8%である。株式収益率が平均して負の期間であることから、Kang and Shivdasani（1995）が指摘するように多くの企業に銀行が役員派遣を行ったと考えられる。外部取締役比率は、20%余りである。

#### 4.2 平均値の差の検定の結果

表2は、まず役員賞与を付与している企業と付与していない企業間の平均値の差の検定の値を報告している。平均値の差の検定結果は、企業業績を表すROA・RET・赤字ダミー・売上伸び率の4変数はすべて役員賞与を付与されている企業の方が高い業績を得ていることを示している。このことは、役員賞与が経営者に正のインセンティブを付与していることを表している。また、企業規模の大きい企業の方が役員賞与が付与されていることも明らかになった。

表2 役員賞与比率が正の企業と0の企業での平均値の差の検定

変数	賞与比率=0の企業 (n=679)		賞与比率>0の企業 (n=1931)		差の検定	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	t 値	p 値
経営者報酬 役員賞与比率	0.000	0.000	18.277	8.489		
企業業績						
ROA	-0.722	3.857	2.416	1.863	27.720	0.000
RET	-11.567	21.965	-3.507	22.224	8.152	0.000
赤字ダミー	0.395	0.489	0.020	0.139	30.393	0.000
資産規模	1725.225	4088.363	2072.471	3835.514	1.994	0.023
売上伸び率	-0.049	0.102	0.037	0.212	10.215	0.000
企業属性						
時価・簿価比率	2.584	2.404	2.359	1.288	3.051	0.001
負債・資産比率	0.635	0.175	0.534	0.166	13.478	0.000
過去5年のROAの標準偏差	2.176	2.170	0.966	0.967	19.589	0.000
株式所有構造						
役員持株比率	0.018	0.040	0.023	0.041	2.630	0.004
銀行持株比率	0.381	0.132	0.422	0.129	7.009	0.000
系列	0.127	0.333	0.108	0.311	1.304	0.096
取締役会構成						
外部取締役比率	0.381	0.132	0.422	0.129	7.009	0.001
銀行派遣役員ダミー	0.473	0.500	0.358	0.479	5.312	0.001

(注) 1991年から1995年の東証1部上場の製造業522社の2610サンプルのうち、役員賞与が付与されなかったのは679サンプルで、役員賞与が付与されたのは1931サンプルであった。本表では、それぞれのサンプルの平均値とその平均値の差の検定結果を記載している。

企業の属性を表す変数のうち、企業の成長性を表す時価・簿価比率は、役員賞与が付与されていない企業の方が有意に高い。これは、成長企業ではインセンティブ報酬が支払われていないことが多いことを示している。企業のリスクを表す負債・資産比率と過去5年間のROAの標準偏差は、役員賞与を付与していない企業の方が有意に高い。

株式所有構造の変数のうち、役員持株比率は、役員賞与を付与している企業の方が0.5%程度有意に高い。これは、Harvey and Shrieves (2001) と逆の関係になっている。銀行持株比率は、役員賞与を付与されている企業の方が平均して4%程度有意に高い。系列企業ダミーは、役員賞与を支給していない企業の方が2%程度高いものの、その差は有意でない。すなわち、系列企業がインセンティブ報酬付与に関してどのような役割を果たすかは、明らかでない。

取締役会の構成については、外部取締役比率が役員賞与を付与されている企業の方が有意に高い。逆に、銀行役員ダミー変数は役員賞与を支給されている企業の方が有意に低いという結果が得られている。すなわち、銀行派遣役員がいる企業では直接の経営者に対する規律づけ機能が働いており、役員賞与のインセンティブ報酬としての役割を代替していたことを示唆している。

#### 4.3 トービットモデルの推定結果

(1)式でのトービットモデル推定結果は、インセンティブ報酬としての役員賞与比率の企業間での差を説明する変数の影響を明らかにしている。トービットモデルの推定結果については、説明変数

表3 賞与比率の決定要因：モデル(1)

説明変数	産業ダミーなし		産業ダミーあり	
	係数	$dy/dx$	係数	$dy/dx$
企業業績				
ROA	1.520*** (10.40)	0.937	1.540*** (10.67)	0.965
RET	0.094*** (6.57)	0.058	0.080*** (5.65)	0.050
赤字ダミー	-11.833*** (-9.55)	-5.961	-11.423*** (-9.42)	-5.864
資産規模	1.990*** (7.89)	1.227	1.810*** (7.19)	1.134
売上伸び率	4.838*** (3.84)	2.984	4.601*** (3.73)	2.883
企業属性				
時価・簿価比率	-0.339 (-1.59)	-0.209	-0.161 (-0.76)	-0.101
負債・資産比率	-13.685*** (-7.65)	-8.440	-14.985*** (-8.32)	-9.389
過去5年のROAの標準偏差	-1.542*** (-6.83)	-0.951	-1.684*** (-7.47)	-1.055
株式所有構造				
役員持株比率	-17.409*** (-2.91)	-10.737	-18.539*** (-3.14)	-11.615
銀行持株比率				
系列	-2.679*** (-3.19)	-1.579	-2.252*** (-2.70)	-1.358
取締役会構成				
外部取締役比率	-1.334 (-0.98)	-0.823	-3.472** (-2.51)	-2.175
銀行派遣役員ダミー				
Pseudo R2	0.0745		0.0817	
Chi-Square	1267.41***		1389.91***	

(注) 係数推定値のカッコ内は漸近的  $t$  値を、限界効果を示す推定値 ( $dy/dx$ ) のカッコ内は  $Z$  値をそれぞれ示す。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10% の下での有意性を示す。

表4 賞与比率の決定要因：モデル(2)

説明変数	産業ダミーなし		産業ダミーあり	
	係数	dy/dx	係数	dy/dx
<b>企業業績</b>				
ROA	1.506*** (10.34)	0.930	1.518*** (10.57)	0.953
RET	0.096*** (6.71)	0.059	0.081*** (5.75)	0.051
赤字ダミー	-11.929*** (-9.66)	-6.007	-11.532*** (-9.55)	-5.919
資産規模	1.624*** (7.17)	1.003	1.500*** (6.65)	0.942
売上伸び率	4.884*** (3.88)	3.017	4.600*** (3.75)	2.890
<b>企業属性</b>				
時価・簿価比率	-0.411* (-1.93)	-0.254	-0.213 (-1.01)	-0.134
負債・資産比率	-13.011*** (-7.26)	-8.038	-14.227*** (-7.91)	-8.937
過去5年のROAの標準偏差	-1.561*** (-6.94)	-0.965	-1.700*** (-7.59)	-1.068
<b>株式所有構造</b>				
役員持株比率	-15.105** (-2.53)	-9.332	-16.703*** (-2.85)	-10.493
銀行持株比率 系列				
<b>取締役会構成</b>				
外部取締役比率	-0.503 (-0.37)	-0.310	-2.645* (-1.92)	-1.661
銀行派遣役員ダミー	-2.406*** (-4.98)	-1.469	-2.696*** (-5.64)	-1.671
Pseudo R2	0.0753		0.0831	
Chi-Square	1281.92***		1414.31***	

(注) 係数推定値のカッコ内は漸近的t値を、限界効果を示す推定値(dy/dx)のカッコ内はZ値をそれぞれ示す。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%の下での有意性を示す。

の異なるモデル(1)・(2)・(3)・(4)の4結果が、それぞれ表3・4・5・6で報告されている。

企業業績・企業属性の変数については、4モデルですべて同じ変数選択を行っている。企業業績の変数のうち、ROA・RET・売上伸び率の3変数については、4モデルすべてで有意に正の係数推定値を得ることができ、赤字ダミーは、有意に負の係数推定値になる。このことから、業績が高い企業ほど、インセンティブ報酬比率が高い報酬契約になっていることがわかる。

次に、企業属性の変数については、資産規模が4モデルで有意に正になっている。したがって、企業規模の大きな企業ほどインセンティブ報酬比率が高い報酬契約を導入しやすいと言える。企業の成長性を表す時価・簿価比率については、産業ダミーを入れない場合、モデル(2)・(3)の係数推定値のみが有意水準10%で負になる。その他のモデルでは有意でないものの、負の結果が得られる。この結果は、米国の先行研究である Harvey and Shrieves (2001) と符号が逆になり、成長性の高い企業で経営者に対するインセンティブが十分に付与されていないことを示唆する結果になっている。企業の直面するリスクを表す財務レバレッジの変数と過去5年間のROAの標準偏差については、4モデルすべてについて有意に負の結果が得られる。すなわち、リスクの高い企業ほどインセンティブ報酬比率が低くなっており、米国の先行研究である Harvey and Shrieves (2001) と整合

表5 賞与比率の決定要因：モデル(3)

説明変数	産業ダミーなし		産業ダミーあり	
	係数	$dy/dx$	係数	$dy/dx$
企業業績				
ROA	1.476*** (10.16)	0.914	1.495*** (10.43)	0.940
RET	0.094*** (6.61)	0.058	0.080*** (5.69)	0.050
赤字ダミー	-11.999*** (-9.72)	-6.044	-11.607*** (-9.61)	-5.957
資産規模	1.995*** (7.95)	1.235	1.827*** (7.31)	1.149
売上伸び率	4.806*** (3.83)	2.975	4.579*** (3.74)	2.880
企業属性				
時価・簿価比率	-0.356* (-1.67)	-0.220	-0.179 (-0.85)	-0.113
負債・資産比率	-12.678*** (-7.08)	-7.847	-13.872*** (-7.71)	-8.727
過去5年のROAの標準偏差	-1.523*** (-6.79)	-0.942	-1.664*** (-7.45)	-1.047
株式所有構造				
役員持株比率	-16.554*** (-2.77)	-10.246	-17.763*** (-3.03)	-11.174
銀行持株比率				
系列	-2.841*** (-3.40)	-1.676	-2.488*** (-3.00)	-1.500
取締役会構成				
外部取締役比率	-0.753 (-0.55)	-0.466	-2.895** (-2.11)	-1.821
銀行派遣役員ダミー	-2.468*** (-5.12)	-1.509	-2.766*** (-5.79)	-1.717
Pseudo R2	0.0760		0.0836	
Chi-Square	1293.51***		1423.33***	

(注) 係数推定値のカッコ内は漸近的  $t$  値を、限界効果を示す推定値 ( $dy/dx$ ) のカッコ内は  $Z$  値をそれぞれ示す。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10% の下での有意性を示す。

的である。

株式所有構造の変数に関しては、役員持株比率の変数を4モデルすべてに入れて推定を行っている。役員持株比率の係数推定値は、4モデルすべてで有意に負になる。この結果は、役員持株が多いほど、自社株の価値を上げるように努力するというインセンティブが強くなり、役員賞与を通じて経営者に株式価値を上げるインセンティブを与える必要がないという Mehran (1995) の解釈と整合的である。

取締役会の構成の変数としては、4モデルすべてに外部取締役比率の変数を入れて推定を行っている。その結果、産業ダミーを入れた推定モデルでは、(2)が10%水準でその他の3モデルが5%水準で有意に負になる。すなわち、外部取締役の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る。この結果は、Harvey and Shrieves (2001) の米国のCEO報酬の結果に反する結果である。

日本の企業統治の有効性に関する仮説を検証するために、モデル(1)・(2)・(3)・(4)ではそれぞれ別々の企業統治に関する変数を入れて推定を行っている。モデル(1)では、仮説1を検証するために、系列ダミー変数を入れて推定している。その結果、系列ダミー変数が有意に負になることから、仮

表6 賞与比率の決定要因：モデル(4)

説明変数	産業ダミーなし		産業ダミーあり	
	係数	$dy/dx$	係数	$dy/dx$
<b>企業業績</b>				
ROA	1.492*** (10.29)	0.925	1.517*** (10.60)	0.956
RET	0.093*** (6.53)	0.058	0.079*** (5.63)	0.049
赤字ダミー	-12.111*** (-9.84)	-6.097	-11.701*** (-9.72)	-6.001
資産規模	2.345*** (8.64)	1.454	2.179*** (7.96)	1.373
売上伸び率	4.854*** (3.88)	3.010	4.609*** (3.78)	2.904
<b>企業属性</b>				
時価・簿価比率	-0.319 (-1.50)	-0.198	-0.159 (-0.75)	-0.100
負債・資産比率	-13.470*** (-7.49)	-8.352	-14.422*** (-8.00)	-9.086
過去5年のROAの標準偏差	-1.536*** (-6.87)	-0.953	-1.689*** (-7.57)	-1.064
<b>株式所有構造</b>				
役員持株比率	-19.884*** (-3.30)	-12.329	-20.844*** (-3.51)	-13.131
銀行持株比率	-6.794*** (-3.33)	-4.213	-6.360*** (-3.12)	-4.007
系列	-2.792*** (-3.35)	-1.651	-2.460*** (-2.98)	-1.486
<b>取締役会構成</b>				
外部取締役比率	-1.238 (-0.91)	-0.768	-3.170** (-2.31)	-1.997
銀行派遣役員ダミー	-2.358*** (-4.90)	-1.446	-2.663*** (-5.58)	-1.656
Pseudo R2	0.0766		0.0842	
Chi-Square	1328.84***		1433.03***	

(注) 係数推定値のカッコ内は漸近的  $t$  値を、限界効果を示す推定値 ( $dy/dx$ ) のカッコ内は  $Z$  値をそれぞれ示す。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%の下での有意性を示す。

説1が成り立つことが明らかになった。Kato (1997) では、系列企業の経営者報酬の水準は、そうでない企業に比して有意に低いことから、系列金融を通じた経営者監視機能が有効であると解釈している。<sup>5)</sup>

モデル(2)では、仮説2を検証するために、銀行派遣役員ダミー変数を入れて推定を行っている。銀行派遣役員ダミー変数は、有意に負になることから、仮説2が成立することが明らかになった。この結果は、銀行派遣役員がいる企業の方がインセンティブ報酬は導入されにくいことを意味しており、Abe *et al.* (2005), Sakawa and Watanabel (2008) と整合的である。この結果は、経営者の規律づけ機能がインセンティブ報酬の代わりに銀行派遣役員による報酬減額という形で機能していると考えられる。

5) 本稿で得られる社長会系列の企業の方がインセンティブ報酬が導入されにくいという結果は、系列金融の経営者監視機能が有効であるという Kato (1997) と整合的である。解釈としては、系列金融に属する企業は、他の企業に比して、報酬水準のカットや経営者交代メカニズムという形で、経営者に対する規律づけを行っているので、インセンティブ報酬メカニズムが必要でないということが言える。

表7 ロバスト性の確認：モデル(1), (2)

説明変数	モデル(1)		モデル(2)	
	産業ダミーなし	産業ダミーあり	産業ダミーなし	産業ダミーあり
企業業績				
ROA	1.645*** (10.17)	1.726*** (10.75)	1.622*** (10.06)	1.693*** (10.60)
RET	0.144*** (7.44)	0.125*** (6.62)	0.146*** (7.57)	0.127*** (6.72)
赤字ダミー	-12.237*** (-13.70)	-11.896*** (-13.67)	-12.288*** (-13.79)	-11.956*** (-13.79)
資産規模	1.586*** (6.65)	1.435*** (6.06)	1.278*** (5.97)	1.170*** (5.53)
売上伸び率	8.040*** (4.07)	7.840*** (4.06)	8.079*** (4.11)	7.750*** (4.03)
企業属性				
時価・簿価比率	-0.846*** (-3.73)	-0.711*** (-3.15)	-0.915*** (-4.05)	-0.761*** (-3.38)
負債・資産比率	-8.422*** (-4.76)	-8.986*** (-5.02)	-7.898*** (-4.46)	-8.383*** (-4.69)
過去5年のROAの標準偏差	-0.742*** (-3.12)	-0.937*** (-3.95)	-0.760*** (-3.21)	-0.957*** (-4.06)
株式所有構造				
役員持株比率	-20.385*** (-3.60)	-21.851*** (-3.93)	-18.480*** (-3.28)	-20.347*** (-3.69)
銀行持株比率				
系列	-2.223*** (-2.81)	-1.903*** (-2.44)		
取締役会構成				
外部取締役比率	-1.058 (-0.82)	-3.239** (-2.48)	-0.357 (-0.28)	-2.532* (-1.95)
銀行派遣役員ダミー			-1.940*** (-4.25)	-2.253*** (-5.00)
Pseudo R2	0.0993	0.1084	0.1001	0.1097
Chi-Square	1386.30***	1512.21***	1396.38***	1531.20***

(注) 係数推定値のカッコ内は漸近的t値を示す。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%の下での有意性を示す。

モデル(3)では、系列のダミー変数と銀行派遣役員のダミー変数の両方を加えて推定を行っている。その結果、両方の変数が有意に負になることから、仮説1・2は両方とも採択されることが確認される。

最後にモデル(4)において、モデル(1)・(2)・(3)で検証した系列ダミー、銀行派遣役員ダミーに加えて、銀行持株比率を入れて推定を行っている。系列ダミーが有意に負になることから、仮説1は成立する。銀行派遣役員ダミー変数は有意に負であり、仮説2も成立する。銀行持株比率については産業ダミーの有無にかかわらず、有意に負の結果が得られた。したがって、系列企業で銀行派遣役員がおり銀行持株比率が高い企業では、インセンティブ報酬比率は低くなる。この結果は、系列・銀行の経営者規律づけ機能がインセンティブ報酬を用いない経営者に対する直接の監視機能に基づいていることを示唆している。

推定結果のロバスト性を確認するために、2年間の役員賞与比率の平均値を被説明変数とした推定結果を表7・8で報告している。役員報酬は固定的であるものの、業績に連動する役員賞与は単年度の変動が大きいと考えられるので、その効果をコントロールするために、2年間の役員賞与比率の平均を用いている。各モデルの推定値について、銀行派遣役員ダミーと系列ダミーが有意に負

表8 ロバスト性の確認：モデル(3), (4)

説明変数	モデル(3)		モデル(4)	
	産業ダミーなし	産業ダミーあり	産業ダミーなし	産業ダミーあり
<b>企業業績</b>				
ROA	1.634*** (10.20)	1.719*** (10.81)	1.607*** (10.05)	1.698*** (10.70)
RET	0.144*** (7.51)	0.125*** (6.69)	0.142*** (7.43)	0.124*** (6.65)
赤字ダミー	-12.441*** (-14.02)	-12.096*** (-14.00)	-12.443*** (-14.04)	-12.104*** (-14.03)
資産規模	1.696*** (7.19)	1.606*** (6.79)	1.997*** (7.79)	1.883*** (7.32)
売上伸び率	8.210*** (4.19)	7.848*** (4.10)	8.059*** (4.13)	7.807*** (4.09)
<b>企業属性</b>				
時価・簿価比率	-0.860*** (-3.82)	-0.730*** (-3.26)	-0.802*** (-3.57)	-0.692*** (-3.09)
負債・資産比率	-8.809*** (4.97)	-9.012*** (-5.05)	-8.567*** (-4.84)	-8.736*** (-4.90)
過去5年のROAの標準偏差	-0.762*** (-3.23)	-0.973*** (-4.15)	-0.740*** (-3.15)	-0.947*** (-4.05)
<b>株式所有構造</b>				
役員持株比率	-22.441*** (-3.95)	-24.176*** (-4.34)	-23.548*** (-4.14)	-25.021*** (-4.49)
銀行持株比率	-7.955*** (-4.11)	-7.828*** (-4.07)	-7.862*** (-4.07)	-7.786*** (-4.05)
系列			-2.326*** (-2.97)	-2.102*** (-2.72)
<b>取締役会構成</b>				
外部取締役比率	-0.952 (-0.74)	-2.893** (-2.23)	-1.163 (-0.90)	-3.108** (-2.39)
銀行派遣役員ダミー	-1.815*** (-3.99)	-2.126*** (-4.73)	-1.876*** (-4.13)	-2.193*** (-4.89)
Pseudo R2	0.1013	0.1109	0.1019	0.1114
Chi-Square	1413.18***	1547.65	1422.00***	1555.03***

(注) 係数推定値のカッコ内は漸近的t値を示す。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%の下での有意性を示す。

であることから、仮説1と2が採択されるという実証結果はロバストであると言える。

本稿で得られた結論は、以下の3点にまとめられる。第1に、企業業績の高い企業は、役員賞与比率も高く、経営者に対するインセンティブが付与されていることが確認された。この結果は、米国の先行研究と整合的であり、日本においても役員賞与が経営者に対するインセンティブ報酬の役割を担っていたと解釈できる。第2に、仮説1が採択された。この結果は、社長会系列に属する企業では、経営者に対する直接の監視機能がインセンティブ報酬としての役員賞与の役割を代替していることと解釈できる。第3に、仮説2が採択されたことから、銀行派遣役員がいる企業においても、銀行派遣役員の直接の経営者監視機能が経営者に対するインセンティブ報酬としての役員賞与の役割を代替していたと解釈できる。本稿で得られる仮説1・2が採択されたという結果は、系列金融・銀行派遣役員といった日本の企業統治メカニズムの下では、役員賞与がインセンティブメカニズムとして十分には機能していないことを明らかにしている。1990年代の日本企業の経営者に対する規律づけは、先行研究のKaplan (1994), Kato (1997), Sakawa and Watanabel (2008) 等で明らかにされているように経営陣に対する直接の監視を通じた報酬水準減額を中心にしていたと

解釈可能である。

## 5 結 論

本稿では、日本の経営者報酬のうち、インセンティブ報酬比率を表す役員賞与比率の決定要因と企業統治の関係性について考察した。1980年代までの日本の企業統治は、六大企業集団の社長会系列やメインバンクによる銀行の役員派遣を中心としていたことが知られている。1990年代においても、これらの日本の企業統治メカニズム下では、社長会系列に属する企業や銀行派遣役員がいる企業ほど役員賞与比率が高まるという関係が成り立つかどうかについての仮説を立てて検証している。この仮説を検証するための実証分析を行った結果、以下の3点が明らかになった。

第1に、企業業績の高い企業は、役員賞与比率も高く、経営者に対するインセンティブが付与されていることが確認された。この結果は、日本においても役員賞与が経営者に対するインセンティブ報酬の役割を担っていたと解釈できる。第2に、社長会系列に属する企業では、役員賞与比率は低かった。第3に、銀行の派遣役員がいる企業においても、役員賞与比率は低くなっている。以上の結果は、役員賞与を通じて経営者に対するインセンティブを付与するというメカニズムは、企業業績の高い企業では機能していたものの、日本の企業統治メカニズムを特徴づける社長会系列に属する企業、銀行の役員派遣が行われた企業においては、経営者に対する直接の監視機能が役員賞与のインセンティブ報酬としての役割を代替していたこととまとめられる。多くの先行研究で、報酬水準の減額を通じた経営者への規律づけ機能を果たしていたことを明らかにしている。したがって、本稿で得られた結果は、1990年代の日本の企業統治メカニズムが経営陣に対する直接の監視を通じた報酬水準減額を中心としていたと解釈できる。

最後に、本稿の結果は、米国の企業統治メカニズムの下でインセンティブ報酬導入に有用な役割を果たすとされる外部取締役が、日本においてはインセンティブ報酬導入の役割を果たしていないことを示唆している。日本の企業統治メカニズムにおける外部取締役の役割については、実証的なコンセンサスが得られていない。今後の研究課題としては、近年注目されている外部取締役が企業業績に与える効果だけでなく、企業的意思決定や経営者報酬にどのような効果を与えるかをさまざまな観点から分析を行うことが挙げられる。今後の研究が期待される。

(名古屋市立大学・東洋大学)

投稿受付2008年9月16日、最終稿受理2008年11月20日

### [参考文献]

- 阿萬弘行 (2002) 「株式市場と経営者インセンティブ——株価と役員賞与の計量分析」『日本経済研究』第45号, pp.68-85.
- 乙政正太 (2004) 『利害調整メカニズムと会計情報』森山書店.
- 縄田和満 (1992) 「トービット・モデルの金融資産分析への応用について」『フィナンシャル・レビュー』第23号, pp.29-47.
- 村瀬英彰 (1995) 「株式所有構造と役員賞与の決定」『日本経済研究』第29号, pp.76-95.
- Abe, N., N. Gaston and K. Kubo (2005) "Executive pay in Japan: The role of bank-appointed monitors and Main Bank relationship," *Japan and the World Economy*, Vol.17, pp.371-94.
- Aoki, M. (1990) "Toward an economic model of the Japanese firm," *Journal of Economic Literature*, Vol.28, pp.1-27.
- Aoki, M., H. Patrick and P. Sheard (1994) "The Japanese main bank system: An introductory review," in Aoki, M. and H. Patrick, *The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies*, pp.1-50, Oxford University Press, Oxford.

- 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*, Vol.15, pp.56-79.
- Brickley, J. A., J. L. Coles and R. L. Terry (1994) "Outside directors and the adoption of Poison Pills," *Journal of Financial Economics*, Vol.35, pp.371-90.
- Core, J., R. Holthausen and D. Larcker (1999) "Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance," *Journal of Financial Economics*, Vol.51, pp.371-406.
- Gaver, J. and K. M. Gaver (1995) "Compensation policy and the investment opportunity set," *Financial Management*, Vol.24, pp.19-32.
- Harvey, K. D. and R. E. Shrieves (2001) "Executive compensation structure and corporate governance choice," *Journal of Financial Research*, Vol.24, pp.495-512.
- Hermalin, B. E. and M. S. Weisbach (1988) "The determinants of board composition," *Rand Journal of economics*, Vol.19, pp.589-606.
- Holmstrom, B. (1979) "Moral hazard and observability," *Bell Journal of Economics*, Vol.10, pp.74-91.
- Holmstrom, B. (1982) "Moral hazard in teams," *Bell Journal of Economics*, Vol.13, pp.324-40.
- Hoshi, T. and A. Kashyap (2001) *Corporate Financing and Governance in Japan: The Road to the Future*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976) "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure," *Journal of Financial Economics*, Vol.3, pp.305-60.
- Joh, S. W. (1999) "Strategic Incentive Compensation Structure in Japan: Relative Performance Evaluation and Product Market Collusion," *Review of Economics and Statistics*, Vol.81, pp.303-13.
- John, T. and K. John (1993) "Top-management compensation and capital structure," *Journal of Finance*, Vol.48, pp.949-74.
- Kang, J. and A. Shivdasani (1995) "Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan," *Journal of Financial Economics*, Vol.38, pp.29-58.
- Kaplan, S. N. (1994) "Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the United States," *Journal of Political Economy*, Vol.102, pp.510-46.
- Kaplan, S. N. and B. A. Minton (1994) "Appointments of outsiders to Japanese boards: Determinants and implications for managers," *Journal of Financial Economics*, Vol.36, pp.225-58.
- Kato, T. (1997) "Chief executive compensation and corporate groups in Japan: New evidence from micro data," *International Journal of Industrial Organization*, Vol.15, pp.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*, Vol.20, pp.1-19.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, New York, NY.
- Mehran, H. (1995) "Executive compensation structure, ownership, and firm performance," *Journal of Financial Economics*, Vol.38, pp.163-84.
- Mitsudome, T., J. Weintrop and L-S. Hwang (2008) "The relation between changes in CEO compensation and firm performance: A Japanese/American comparison," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.22, pp.605-19.
- Miwa, Y. and J. M. Ramseyer (2005) "Who appoints them, what do they do? Evidence on outside directors from Japan," *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol.14, pp.299-337.
- Morck, R. and M. Nakamura (1999) "Banks and corporate control in Japan," *Journal of Finance*, Vol.54, pp.319-39.
- Murase, H. (1998) "Equity ownership and the determination of managers' bonuses in Japanese firms," *Japan and the World Economy*, Vol.10, pp.321-31.
- Rosenstein, S. and J. G. Wyatt (1990) "Outside directors, board independence, and shareholder wealth," *Journal of Financial Economics*, Vol.26, pp.175-91.
- Sakawa, H. and N. Watanabel (2008) "Relationship between managerial compensation and business

- performance in Japan: New evidence using micro data," *Asian Economic Journal*, Vol.22, issue 4, pp.431-55.
- Sheard, P. (1994) "The main bank and the governance of financial distress," in Aoki, M. and H. Patrick, *The Japanese Main Bank System: Its Relevancy for Developing and Transforming Economies*, pp.87-230, Oxford University Press, Oxford.
- Smith, C. W. and R. L. Watts (1992) "The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies," *Journal of Financial Economics*, Vol.32, pp.263-92.
- Xu, P. (1997) "Executive salaries as tournament prizes and executive bonuses as managerial incentives in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.11, pp.319-46.

《SUMMARY》

MANAGERIAL COMPENSATION STRUCTURE AND  
CORPORATE GOVERNANCE MECHANISM IN JAPAN

*By* HIDEAKI SAKAWA and NAOKI WATANABE

The purpose of this paper is to examine the determinants of managerial bonus ratio of 522 Japanese manufacture firms during 1991-95. We analyze whether or not managerial bonus take a role of incentive compensation and Japanese corporate governance such as financial keiretsu and bank-appointed directors enhance incentive compensation policy. Our findings are summarized as following three points. 1) Managerial bonus ratio becomes higher in firms with higher performance. 2) Managerial bonus does not take a role of incentive compensation in firms of financial keiretsu instead of their direct monitoring. 3) Managerial bonus also does not provide incentive for firms with bank-appointed directors instead of their direct monitoring. These results suggest that the monitoring role of financial keiretsu and bank-appointed directors substitute for the role of incentive compensation package as managerial bonus in Japan during 1990s.

(Nagoya City University and Toyo University)