

経営者インセンティブへの コーポレート・ガバナンスの影響*

早稲田大学 大学院 ファイナンス研究科 助教授 蟻川靖浩

arikawa@waseda.jp

<要旨>

本稿の目的は、エージェンシー問題解決の手段としての経営者報酬と、それ以外のコーポレート・ガバナンス・メカニズムとの関係を明らかにすることである。経営者を規律付ける手段である報酬の業績連動は望ましい形で設計されているのか。もし設計されていないとすると、機関投資家や社外取締役、さらには生産物市場での競争など、報酬契約以外のガバナンス・メカニズムが企業の経営者報酬にどう影響しているのか、といった点を相対業績評価の観点から分析する。

<目次>

| | |
|-------------------------|-----|
| 1. イントロダクション | 134 |
| 2. 仮説 | 135 |
| 2.1. インセンティブ理論から見た経営者報酬 | 135 |
| 2.2. コーポレート・ガバナンスの役割 | 136 |
| 3. データ | 139 |
| 4. 実証 | 142 |
| 4.1. 報酬とパフォーマンスの関係 | 142 |
| 4.2. コーポレート・ガバナンスの影響 | 145 |
| 5. 結論 | 151 |

* 本稿は、早稲田大学経済学研究科セミナー、地方銀行協会金融構造研究会、2002年度日本金融学会春季大会（横浜市立大学）、一橋大学経済研究所マクロ・金融セミナーにおいて報告する機会を得た。

1. イントロダクション

プリンシパルエージェント理論に従えば、株主と経営者の間にエージェンシー問題が存在する場合、経営者の報酬を企業のパフォーマンスと連動させることで、経営者と株主の利益を一致させることができる。いわゆる業績連動型報酬の採用が、株主にとってより効率的となる。経営者報酬と企業のパフォーマンスの関係については、これまで多くの研究が行われており、日本企業を対象とした経営者報酬に関する分析も1990年代に入り活発に行われている。分析の焦点は、日本企業の経営者は株主利益を最大化するようなインセンティブが与えられているのかという点であり、いずれの研究も、日本企業の経営者の金銭的報酬、すなわち報酬と賞与は企業の会計上の利益と正の相関をしており、株主の利益は経営者のインセンティブに織り込まれていることを明らかにしている。

経営者を規律付ける手段として、経営者報酬の業績連動が採用されていることが実証的にも確認される一方で、経営者報酬と他の経営者の規律付けの手段、具体的には株主や取締役による規律付けとの関係は必ずしも明らかではない。そもそも、株主が経営者を直接コントロール可能ならば、経営者報酬をパフォーマンスに連動させる必然性は高くない。他方、株主による経営者のコントロール圧力が弱く、経営者が自身の報酬決定に実質的な支配権を持つ場合、Bebchuk, Fried and Walker (2002) が指摘するように、報酬制度は非効率的になる可能性もある。実際、Bertrand and Mullianathan (2001) は、CEO自身が自らの報酬を実質的に決定する裁量を持つ場合、自身の努力の結果ではない「運」にもとづくパフォーマンスの上昇に対しても報酬を増加させるという仮説を実証している。

以上から本稿の第1の目的は、日本企業の経営者の報酬が効率的に決定されているか、すなわち、経営者の報酬は企業業績に対して連動性を持っているか、という点を再検討することである。そして第2の目的は、ガバナンス手段としての報酬制度が他のコーポレート・ガバナンスの要因とどう関係しているのかを明らかにすることである。具体的には、機関投資家の株式保有や社外取締役の存在が、経営者報酬の業績連動の程度にどう影響するかを検討する。機関投資家の株式保有比率が高く、経営に対する監視が厳しい企業の場合は、業績連動性が高まる一方で、経営者の自由度が高い企業の場合は、経営者報酬はパフォーマンスとは連動しない、という仮説をテストする。

主な結果としては第一に、他の多くの研究と同様、自社のパフォーマンスの変化に対して、経営者の報酬が正の相関を持つことが確認された。つまり、パフォーマンスの上昇に応じて、経営者の報酬も増加するのである。この結果は、報酬の業績連動を通じて株主の利益を守るようなインセンティブが日本企業の経営者に付与されていることを示した従来の研究と整合的である。次に、必ずしも各経営者の努力とは相関しないパフォーマンスの業種平均の変化に対しても、経営者の報酬は正の相関を持つことが明らかとなった。これは、インセンティブ付与を目的とする報酬制度が完全に効率的ではないことを示唆する。

報酬によるインセンティブ付与と他のガバナンス手段の関係については、機関投資家の株式保有比率が高いほど、自社のパフォーマンスに対する報酬の連動性が高い一方、そうした外部からの企業統治圧力が弱い企業の場合は、自社のパフォーマンスと経営者の報酬の連動性は低いことが明らかとなった。つまり、外部株主のモニタリングのプレッシャーが低下するにつれて、経営者への報酬支払の業績連動性は低下するのである。

他方、生産物市場の影響に関しては、必ずしも明確な答えは得られなかった。社外出身の取締役については、株主の利益を代表して行動しているとは言えず、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確認された。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、報酬を用いた経営者インセンティブとその他の企業統治手段の関係についての理論仮説を述べる。第3節は、使用データの詳細を述べる。4節は実証分析の結果を示す。5節では結論が述べられる。

2. 仮説

2.1. インセンティブ理論から見た経営者報酬

Holmström (1979, 1982)は、事後的なパフォーマンスが経営者の努力水準を示す十分統計量ならば、業績連動型報酬を設計することがプリンシパルである株主にとって望ましいこと、また、事後的なパフォーマンスが必ずしもエージェントの努力水準を示す十分統計量ではない場合には、エージェントの報酬に関する最適契約には、エージェントのパフォーマンス以外にも、エージェントの行動に関する情報を追加することが望ましいことを明らかにした。したがって、もしある情報がエージェントの行動の推測を妨げるノイズである場合には、そうした情報を取り除いた部分のみに依存してプリンシパルはエージェントの報酬を決定すべきということになる。

ここで、株主と経営者の間にエージェンシー問題が存在する状況を考える。この場合、観察されるパフォーマンスに依存して報酬を決定することで、一定のインセンティブを経営者に与えることが可能である。他方、もし各企業のパフォーマンスが、経営者の努力とは直接関係しない、業種全体あるいは経済全体へのマクロショックにも影響を受けているならば、経営者の報酬契約においてそうしたマクロショックの要因を除去することは、報酬契約の効率性の上昇につながる。このように、自社以外の企業との相対的な業績の違いに応じて、報酬が変化するように設計することが最適であるとの考え方を、相対業績評価(以下、RPE)と呼ぶ。

経営者報酬と企業のパフォーマンスの関係については、これまで多くの研究が行われており、日本企業を対象とした役員報酬に関する分析も1990年代に入り活発に行われている。分析の焦点は、日本企業の経営者は株主利益を最大化するようなインセンティブ付けを与えられているのか、という点であり、代表的な研究としては Kato and Rockel (1992)、Kaplan (1994)、Xu (1997)、

Murase (1997)等があげられる。いずれの研究も、日本企業の経営者の金銭的報酬、すなわち報酬と賞与は企業の会計上の利益あるいは株価と正の相関をしており、株主の利益は経営者のインセンティブに織り込まれていることを明らかにしている。

一方、相対業績評価が成立しているかどうかについては、はっきりした結論は得られていない。Antle and Smith (1986)や Gibbons and Murphy (1990)は、株価リターンの業種平均が高いほどCEOの報酬の増加率は低いとの結論を得ており、RPEは成立すると主張する。他方、Barro and Barro (1990)、Janakiraman, Lambert and Larcker (1992)、Joh (1999)など、その後の研究の多くは、株価リターンの業種平均、あるいはROAなど会計上の利益の業種平均増加率が高いほど、CEOの報酬の増加率は高いとの結果を確認している。また Aggarwal and Samwick (1999b)でも、株価リターンの業種平均とCEOの報酬の増加率は無相関であるとの結論を得ている。このように全体としては、必ずしもRPEが支持されているとはいえない。

2.2. コーポレート・ガバナンスの役割

では、報酬を用いた経営者へのインセンティブ付与は、その他のエージェンシー問題の解決手段とどんな関係にあるのだろうか。すなわち、経営者への直接的なモニタリング・インセンティブが強いステークホルダーが存在する場合、その経営者の報酬の業績連動性は高まるのだろうか、それとも低下するのだろうか。そもそも、経営者がリスク回避的である場合、いかなる形であれ、業績連動型報酬は望まない。したがって、経営者の行動が外部から観察不可能であり、経営者の裁量の余地が大きい場合には、報酬の業績連動性も低下する可能性が高い。また、経営者が株主にとって効率的な報酬制度を採用するかどうかは、経営者に対する株主からの圧力次第と考えられる (Bebchuk, Fried and Walker 2002)。具体的には、モニタリングに強いインセンティブを持つ投資家の株式所有比率の上昇により、経営者は業績連動型報酬を採用する。逆に、そうした株主圧力に直面しない場合には、Crystal (1991)や Bertrand and Mullainathan (1999)が述べるように、自身のパフォーマンスに対して報酬を連動させない一方で、マクロショックによって生じたパフォーマンスの変動 (Bertrand and Mullainathan (1999)はこうした変動を「運」と呼ぶ)に報酬を連動させることで、「運」がよければ自身の努力とは関係ない要因での報酬の増加を実現するのである⁽¹⁾。Blanchard, Lopez-de-Silanes and Shleifer (1994)も、経営者の経営能力とは直接関係のない訴訟の勝利に伴う賠償金の一部が、経営者の報酬に当てられていることを明らかにすることを通じて、経営者の報酬が業績に連動しない形で決定される可能性を指摘している。

一方、経営者の報酬が事前の契約によって最適に設計されるという考え方に立つならば、報酬制度と他のガバナンス・メカニズムの関係について異なる見方が成立する。例えば、株主が経営者の機会主義的行動を直接防ぐ方法として、大株主や社外取締役による直接的な経営への介入、

⁽¹⁾ ただし、経営者がこのような形の報酬制度を選択するには、自身のパフォーマンスへの連動性の低下による利得の上昇および、「運」よくマクロのパフォーマンスが上昇することで増加する期待利得の合計が、「運」に左右されることで生ずるリスクの増大に伴う不効用の増分を上回る必要がある。

などが考えられる。ここで重要な点は、小佐野（2001）が述べるとおり、外部株主による直接的なモニタリングが機能していれば、経営者報酬によるインセンティブ付与の必要性は低下するということである。実際、Mehran（1995）は経営者報酬の株主価値に対する連動性と、外部大株主の株式保有比率の間に負の相関があることを確認しているし、Abe, Gaston and Kubo（2001）でも、メインバンクからの派遣役員の存在と、経営者インセンティブの間に負の相関があり、役員派遣を通じた経営者のコントロールが可能な企業の場合、役員報酬の業績連動性は低いことを確認している。このように考えると、経営者報酬の業績連動性が低いのは、株主が経営者との間のエージェント問題を解決するよう直接的なモニタリングを行っているためといえる。

本稿ではモニタリングのインセンティブが強いと考えられるステークホルダーとして、近年において重要性を増していると考えられている、機関投資家と社外取締役によるガバナンスに焦点をあてる。まず機関投資家によるガバナンスに関しては、Smith（1996）などが指摘するように、1990年代にアメリカにおいてその活動が活発化しており、モニタリングのインセンティブが相対的に高い株主として注目されている。ここで注目されるのは、機関投資家の重大関心事項の1つとして、経営者の報酬決定があげられている点である。例えば CalPERS のコーポレート・ガバナンス原則には、経営陣の報酬を社外取締役のみで構成される委員会によって決定されるべきとしており、経営陣による裁量的な報酬決定の可能性を十分に認識していることが伺われる。また、Gillan and Stark（2000）では、サンプルにとりあげた株主提案の12%が経営陣の報酬関係であったことを報告している。そして、以上の研究から示唆されるのは、機関投資家は経営者報酬を使ったインセンティブメカニズムを通じたガバナンスを指向していると考えられる点である。これは、あくまで外部株主である機関投資家の場合、経営者の行動を直接モニターすることは困難であり、結果的に報酬制度を使った間接的なモニタリングの方が容易であるためと考えられる。また、多くの場合、各機関投資家の株式保有比率は非常に小さいため、経営介入の権限も大きくない。したがって、機関投資家が結託して行動しない限り、Shleifer and Vishny（1986）で考えられるような、いわゆる大株主による直接的な経営者へのモニタリングは難しいと予想される。

次に経営者を規律付ける可能性のある主体として、社外取締役を取り上げる。社外出身の取締役が株主の利害を代表し、経営者を規律付ける存在として機能するならば、経営者報酬にはどんな影響があるだろうか。考えられる可能性としては、経営者を直接モニターするよう取締役会、とりわけ独立性の高い社外出身の取締役によるモニタリングが機能しているならば、報酬制度を使ったインセンティブ付与の必要性は低下するため、その業績連動性は低下することが予想される。また、機関投資家によるモニタリングとの関係についても、社外取締役によるモニタリングが機能しているならば、機関投資家のモニタリングの必要性は低下するため、その企業行動への影響は低下することが予想される。逆に、直接的なモニタリング主体である社外取締役の少ない企業に対しては、機関投資家はモニタリング圧力を強めるかもしれない。

では、社外出身の取締役が理想的な形で機能しない場合、どう考えればよいのか。社外取締役

が CEO など経営陣の影響を大いに受ける可能性は否定できないし、たとえ、経営者の影響を受けない場合でも、経営の内部情報などの面で社外取締役が不利な立場にあることは明らかである⁽²⁾。日本企業においても、社外取締役の役割が注目され始めてからまだ日も浅く、取締役会内での社外出身の取締役といえ、銀行か親会社出身、あるいは官庁の天下りなどが多いと思われる。この場合、必ずしも理想的な役割を社外取締役が果たしているかどうか疑わしい。では、社外取締役によるモニタリングが有効に機能しない場合、経営者の報酬にはどのような影響があるだろうか。Core, Holthausen and Lacker (1999)によれば、社外取締役が多忙であったり高齢であったりして、社外取締役が有効に機能しない場合には、CEO の報酬は高くなる傾向になることを実証的に明らかにしており、これは、モニタリング能力のない社外取締役の存在は経営者の裁量の余地を広げ、かえって報酬制度の非効率化を引き起こす可能性を示唆している。

以上2つのステークホルダーに加えて本稿では、経営者を規律付ける可能性がある要因として、生産物市場の競争の要因を取り上げる。生産物市場における競争の程度と株主・経営者間のエージェンシー問題の関係を分析した研究によれば(Hart(1983)、Schmidt(1997)、Allen and Gale(2000)など)、生産物市場において厳しい競争に直面しているほど、経営者の努力水準の上昇を通じて企業の効率性が上昇することが示されている。具体的には、生産物市場の競争によって利潤率が低下し、倒産の危機に直面することで、経営者に負の利得が発生するために、経営者がコスト削減などに努力する可能性などが指摘されている。逆に、生産物市場の集中度が高く、企業に対してレントが生じている場合には、経営者のモラルハザードにより経営が非効率になりやすい。実際、Nickell .et .al (1997)の研究では、生産物市場での競争は生産性の上昇に寄与すること、大株主などによるガバナンスと生産物市場のガバナンスは代替的關係にあることが実証的に確認されている。そこで、本稿では市場競争度は経営者の報酬にどのような影響を与えるのか、さらに機関投資家の株式保有はそうした関係にどう影響するかを検討する。

ただし、生産物市場の集中度が経営者報酬に与える影響に関しては、別の考え方も存在する。先に述べた相対業績評価との関連で Aggarwal and Samwick (1999a)は、もし企業間の戦略的な結託によって企業利潤が増加するならば、各経営者は自身の報酬を業種平均に対して正の相関を持つようにするインセンティブを持つことを明らかにしている。RPE に従えば他企業のパフォーマンスが低下した場合に各企業の経営者報酬は増加するので、RPE を採用することは結託に参加しない意思を他企業にシグナルすることになる。他方、業種平均に対して報酬が正の相関持つよう制度設計することは、そうした結託からの逸脱のインセンティブを持たないことをシグナルすることを意味するのである。こうした仮説を、Aggarwal and Samwick (1999a)はアメリカのデータで、また、Joh (1999)は日本の製造業のデータを用いて検証している。実際には、より競争的な産業に属する企業ほど、他企業との結託に対するコミットメントの程度をシグナルする必要性が

⁽²⁾ Shivdasani and Yermack(1997)は、アメリカ企業において CEO が社外取締役の決定プロセスに一定の影響を与えている可能性があること、さらに、CEO が社外取締役の決定プロセスに関与している場合には、市場は社外取締役の決定に対してポジティブな反応を示さないことを実証している。

高いため、業種平均のパフォーマンスと経営者の報酬が正の相関をもつ傾向が強い、との仮説を検証し、市場集中度が低く競争的な市場に直面している企業ほど、業種平均のパフォーマンスの係数が大きくなることを確認している。本稿では生産物市場の集中度に関するこれら2つの異なる解釈の存在を前提に、実際にはどんな役割を市場競争度が経営者報酬に与えているのかを検証する。

3. データ

以上で述べてきた仮説の正否について、日本の上場企業のデータを用いて実証分析を行う。分析対象期間は1991年から2000年までの10年間である。分析対象とするサンプル企業は、金融を除く東証一部上場の全企業である。使用するデータのうち、企業の財務データ、報酬関係データは日経 NEEDS データベース、株式所有構造、取締役人数などは東洋経済新報社の大株主データおよび役員データを用いた。

本稿では、分析対象とする経営者報酬データとして役員賞与を用いる。アメリカ企業を対象とした研究では、Hall and Liebman (1998)が明らかにしているように、保有株式からのキャピタル・ゲインおよびストックオプションからの利益がCEOの得る報酬の大半を占めており、これらの要素を含んだ形で報酬を捉えることが一般的となりつつある。しかし、日本の場合、ストックオプションが導入されてからまだそれほど時間が経過しておらず、さらには、各役員がどのような条件のストックオプションを得ているか、といった点に関して十分な情報開示がなされないため、分析対象全期間に渡っての必要なデータを入手することは不可能である⁽³⁾。では、役員報酬についてはどうだろうか。役員賞与と役員報酬は、経営者に対するインセンティブとしては異なる役割を果たすということが、Xu (1997)、胥 (1998)によって明らかにされている。役員報酬は、社内の昇進トーナメントの賞金としての性格が強く、したがって必ずしも役員のインセンティブ報酬として捉えられない。また、データの補足可能性の面でも、役員報酬を人件費の一部に含める企業が少なくなく、この場合、役員報酬部分を取り出すことは難しい⁽⁴⁾。以上の理由から本稿では、経営者に適切なインセンティブを与える手段として役員賞与に注目する⁽⁵⁾。

表1には、サンプルとして用いる1991年から2000年までの日本企業の役員一人当たりの平均的な役員報酬と役員賞与の推移が示されている。表から明らかなように、役員賞与と役員報酬の合計値に対する役員賞与の比率は1990年には19%であったが、その後は低下傾向にあり、1998

⁽³⁾ 阿萬 (2002) は、商法改正によりストックオプションが法的に認められた1997年以降のデータを用いて、ストックオプションの採用と株式所有構造の関係を分析している。

⁽⁴⁾ 役員賞与も人件費に含まれるケースはあるが、役員報酬に比べればその数は少ない。

⁽⁵⁾ ただし、1990年代の日本企業を考える場合、報酬と賞与に関する以上のような分類には注意が必要である。多くの日本企業は1990年代後半において利益が赤字となる傾向にあった。したがって利益金処分の対象である役員賞与は必然的にゼロとなるケースが多い。この場合、先の議論から言えば、赤字企業の報酬制度を用いたインセンティブ設計は不可能になりそうである。しかし、実際には従来はトーナメント競争の賞金であった報酬の削減も行われることで、経営者へのインセンティブ付与が継続されたと考えられる。

年には11%にまで低下した。このことは、企業の利益が低下する中、役員賞与が低下する一方で、役員報酬は相対的に固定的だったことを示すものと考えられる。また、1997年以降において、報酬と賞与の両方の平均値が上昇するとともに、その標準偏差も拡大していることが分かる。このことは、従来の同質的な日本企業というイメージとは異なり、1990年代の後半には企業間の経営者報酬に格差が現れている事を示唆している。ただし、役員の報酬について国際比較を行うと、日本企業の役員への報酬は非常に低い。Murphy (1999)によれば、2000年時点でのCEOの日米での差は、ストックオプションなど株式関連の報酬を除いた場合でも、約1.5倍になる。すなわち、アメリカ企業と比較すると日本企業の経営者の場合、金銭的な報酬を用いたインセンティブ付けはそれほど強くはないことが分かる。

表1 一人あたり役員賞与及び報酬の1990年代における変化

| | 企業数 | 平均 | 標準偏差 | メディアン | (百万円) 賞与/ (賞与+報酬) |
|---------------|------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------------|
| 1990 賞与 報酬 | 1059 | 3.221 13.347 | 2.185 6.230 | 2.963 12.625 | 0.19 |
| 1991 賞与 報酬 | 1086 | 3.063 14.386 | 2.163 8.245 | 2.819 13.571 | 0.18 |
| 1992 賞与 報酬 | 1087 | 2.683 14.716 | 2.233 6.969 | 2.500 14.333 | 0.15 |
| 1993 賞与 報酬 | 1090 | 2.410 15.374 | 2.311 8.187 | 2.194 14.625 | 0.14 |
| 1994 賞与 報酬 | 1098 | 2.401 15.448 | 2.402 7.369 | 2.194 14.938 | 0.13 |
| 1995 賞与 報酬 | 1119 | 2.539 15.903 | 2.456 8.695 | 2.333 15.136 | 0.14 |
| 1996 賞与 報酬 | 1151 | 2.715 15.808 | 2.733 7.513 | 2.500 15.647 | 0.15 |
| 1997 賞与 報酬 | 1179 | 2.636 16.757 | 2.869 8.455 | 2.292 16.158 | 0.14 |
| 1998 賞与 報酬 | 1187 | 2.330 19.208 | 3.103 13.567 | 1.692 17.333 | 0.11 |
| 1999 賞与 報酬 | 1252 | 2.614 19.210 | 3.549 14.094 | 1.945 17.087 | 0.12 |
| 2000 賞与 報酬 | 1332 | 3.091 20.280 | 4.326 19.063 | 2.222 17.629 | 0.13 |

次に、機関投資家については本稿では、外国人投資家の株式保有比率に投資信託および年金信託、さらに生保特別勘定部分の合計を用いる。機関投資家の株式保有比率などのガバナンス変数は先に述べたとおり、表2に示されている。株式所有比率の変化から明らかのように、1990年代前半までと1990年代後半ではその様相が大きく異なる。とりわけ外国人投資家の株式保有比率が大きく上昇している点がみてとれる。取締役会の独立性を図る指標としては、社外出身の取締役の取締役会における比率（IDR）を用いている。

生産物市場の競争を図る代理変数としては、売上高集中度 (con) を用いた。実際の計算方法は、日経業種分類により各企業を 33 分類し、各分類業種に関して売上高上位 3 社集中度を計算した。売上高集中度のデータは日経 NEEDS から入手した。

表 2 企業の株式所有構造などの 1990 年代における変化

| 機関投資家 | | | | 投資信託 | | | |
|-------|-------|-------|-------|------|-------|------|------|
| | 企業数 | 平均 | 標準偏差 | | 企業数 | 平均 | 標準偏差 |
| 1990 | 1,062 | 9.28 | 6.87 | 1990 | 1,052 | 4.75 | 3.73 |
| 1991 | 1,090 | 10.03 | 7.42 | 1991 | 1,079 | 4.49 | 3.37 |
| 1992 | 1,094 | 10.06 | 7.32 | 1992 | 1,080 | 4.46 | 3.40 |
| 1993 | 1,099 | 11.07 | 7.62 | 1993 | 1,090 | 4.21 | 3.13 |
| 1994 | 1,099 | 11.36 | 7.49 | 1994 | 1,095 | 3.64 | 2.96 |
| 1995 | 1,123 | 11.79 | 8.52 | 1995 | 1,122 | 2.81 | 2.48 |
| 1996 | 1,157 | 12.32 | 8.80 | 1996 | 1,157 | 2.57 | 2.41 |
| 1997 | 1,194 | 11.76 | 9.42 | 1997 | 1,193 | 1.86 | 2.09 |
| 1998 | 1,207 | 11.22 | 9.73 | 1998 | 1,201 | 1.53 | 1.90 |
| 1999 | 1,273 | 11.96 | 11.04 | 1999 | 1,263 | 1.68 | 1.99 |
| 2000 | 1,350 | 12.89 | 11.76 | 2000 | 1,340 | 2.13 | 2.48 |

| 外国人 | | | | 年金信託 | | | |
|------|-------|------|-------|------|-------|------|------|
| | 企業数 | 平均 | 標準偏差 | | 企業数 | 平均 | 標準偏差 |
| 1990 | 1,062 | 4.38 | 6.79 | 1990 | 1,052 | 1.03 | 0.92 |
| 1991 | 1,090 | 5.21 | 7.19 | 1991 | 1,080 | 1.15 | 0.96 |
| 1992 | 1,094 | 5.23 | 7.34 | 1992 | 1,080 | 1.24 | 0.96 |
| 1993 | 1,099 | 6.18 | 7.83 | 1993 | 1,091 | 1.50 | 1.08 |
| 1994 | 1,099 | 6.74 | 7.82 | 1994 | 1,095 | 1.77 | 1.33 |
| 1995 | 1,123 | 7.80 | 8.51 | 1995 | 1,121 | 1.97 | 1.59 |
| 1996 | 1,157 | 8.05 | 8.82 | 1996 | 1,157 | 2.49 | 1.82 |
| 1997 | 1,194 | 7.62 | 9.15 | 1997 | 1,193 | 3.12 | 2.44 |
| 1998 | 1,207 | 7.09 | 9.28 | 1998 | 1,199 | 3.47 | 2.98 |
| 1999 | 1,273 | 8.17 | 10.19 | 1999 | 1,263 | 3.02 | 2.64 |
| 2000 | 1,350 | 8.13 | 10.13 | 2000 | 1,340 | 3.52 | 2.95 |

| 主要外国企業 | | | | 生保特別勘定 | | | |
|--------|-------|------|------|--------|-------|------|------|
| | 企業数 | 平均 | 標準偏差 | | 企業数 | 平均 | 標準偏差 |
| 1990 | 1,062 | 0.84 | 5.92 | 1990 | 1,062 | 0.01 | 0.12 |
| 1991 | 1,090 | 0.79 | 5.79 | 1991 | 1,090 | 0.02 | 0.15 |
| 1992 | 1,094 | 0.81 | 5.80 | 1992 | 1,094 | 0.01 | 0.11 |
| 1993 | 1,099 | 0.79 | 5.70 | 1993 | 1,099 | 0.01 | 0.09 |
| 1994 | 1,099 | 0.78 | 5.75 | 1994 | 1,099 | 0.01 | 0.14 |
| 1995 | 1,123 | 0.78 | 5.41 | 1995 | 1,123 | 0.01 | 0.10 |
| 1996 | 1,157 | 0.81 | 5.56 | 1996 | 1,157 | 0.02 | 0.19 |
| 1997 | 1,194 | 0.88 | 5.86 | 1997 | 1,194 | 0.05 | 0.30 |
| 1998 | 1,207 | 0.92 | 6.10 | 1998 | 1,207 | 0.08 | 0.38 |
| 1999 | 1,273 | 0.95 | 6.07 | 1999 | 1,273 | 0.08 | 0.35 |
| 2000 | 1,350 | 0.94 | 5.88 | 2000 | 1,350 | 0.09 | 0.41 |

次に表3では、全サンプルを機関投資家の株式所有比率で2つに分割した結果が示されている。まず明らかなこととしては、機関投資家の株式所有比率が高い企業の方がよりROAが高い。収益性の高い企業に機関投資家がより多く投資していることが、ここからも確認できる。企業規模については、機関投資家の株式所有比率が高い企業の方が、より規模が大きい。最後に、コーポレート・ガバナンス面での特徴として、機関投資家比率が低い企業ほど、取締役会に占める社外出身者の比率が高くなっている点が注目される。一般的なイメージでは、機関投資家は社外出身者の比率の高さを取締役会の独立性の高さとして、積極的に評価することも予想されるが、我々のデータからはむしろ逆の結果が確認されたことになる。

表3 機関投資家比率とその他の変数の関係

| | 平均 | メディアン | 標準偏差 |
|------------------------|------------|---------|---------|
| ROA | 4.019 | 3.623 | 3.337 |
| ASSB | 324,358 | 161,635 | 423,207 |
| 機関投資家比率大 (NOB 5175) | BONU 3.197 | 3.077 | 2.360 |
| SALARY | 17.045 | 16.630 | 8.850 |
| SCON | 32.360 | 30.408 | 12.089 |
| IDR | 19.458 | 13.793 | 19.104 |
| ROA | 2.361 | 2.411 | 2.960 |
| ASSB | 145,836 | 64,275 | 250,998 |
| 機関投資家比率小 (NOB 5405) | BONU 1.722 | 1.481 | 1.892 |
| SALARY | 15.026 | 14.417 | 6.700 |
| SCON | 32.527 | 30.651 | 12.463 |
| IDR | 28.170 | 25.000 | 20.547 |

(注) ROA、SCON、IDRの表示単位は%
 BONU、SARALYの表示単位は百万円
 ASSB:総資産
 BONU:一人当たり賞与
 SALARY:一人当たり報酬
 SCON:売上高集中度
 IDR:社外取締役比率

4. 実証

4.1. 報酬とパフォーマンスの関係

経営者報酬とパフォーマンスの関係について、Gibbons and Murphy(1990)などと同様の以下の推計式を用いて検討する。

$$\Delta \text{Bonus} = a + b * (\Delta \text{Perf}) + c * (\Delta \text{averagePerf}) + d * (\text{bten}) + e * (\text{asset}) + YD + u \quad (1)$$

ただし、 ΔBonus は、役員一人当たりの賞与の変化分、 ΔPerf はパフォーマンス変数の変化分、

△average Perf はパフォーマンス変数の業種平均の変化分である。△Perf の係数は、パフォーマンスの変化に対する経営者の受け取るボーナスの変化の大きさを示す。他方、△average Perf は相対業績評価に従ってボーナスが支払われているかどうかを検討するために含まれている変数であり、この変数の係数が有意に負である場合、それは RPE が成立していることを示唆することになる。

各企業のパフォーマンスを示す変数としては、総資産利益率 (ROA) を用いた。またパフォーマンス変数の業種平均としては、ROA の業種平均(averageROA)、自社分を除いて計算した ROA の業種平均(averageROA2)、総資産で加重平均して計算した ROA の業種平均(averageROAW)、自社分を除いた上でさらに総資産で加重平均して計算した ROA の業種平均(averageROAW2)の 4 通りを用いた。ここでは、業種の分類に関しては日経 33 業種分類を用いた。さらにコントロール変数として、企業規模の影響をコントロールする目的で、総資産の対数値(asset)を、年功の影響を考慮して取締役の平均在職年数(bten)を加えた。また推計にはイヤードミー (YD) も加えた。これらの変数に関する主な記述統計が表 4 に示されている。推計は、ランダム・エフェクトモデルを用いて行った⁽⁶⁾。

表 4 記述統計

| | 平均 | 標準偏差 |
|----------------|-----------|--------|
| △ROA | -0.008 | 1.840 |
| △average ROA | 0.055 | 0.863 |
| △average ROAW | 0.064 | 0.795 |
| △average ROA2 | 0.056 | 0.870 |
| △average ROAW2 | 0.066 | 0.804 |
| ASSB | 244340 | 369425 |
| bten | 6.478 | 2.785 |
| 期間 | 1991-2000 | |
| サンプル数 | 8,374 | |

(注) △ROA: ROA の差分
 △average ROA: ROA の業種平均の差分
 △average ROA2: 自社を除く ROA の業種平均の差分
 △average ROAW: 総資産で加重平均した ROA の業種平均の差分
 △average ROAW2: 総資産で加重平均し、自社分を除いた ROA の業種平均の差分
 ASSB: 総資産
 bten: 取締役の標準在職年数

表 5 には、役員賞与が、ROA、ROA の業種平均のそれぞれとどのような関係にあるかが示されている。表に示されるとおり、役員賞与の変化は ROA の変化分と有意に正の相関をしており、我々の分析でも役員賞与は自社の業績と一定程度は正の相関を持つように決定されることが明らかと

⁽⁶⁾ Wo-Hausman 検定の結果、どの推計式でも、ランダム・エフェクトモデルが選択された。

なった。これは、日本企業の経営者は、役員賞与を通じて株主と利益が一致するようにインセンティブ付与されているとする従来の研究結果と整合的である。他方、業種平均の ROA の係数は、仮説とは反対に正で有意である。RPE では、役員の努力とは関係ない要因によるパフォーマンスの変化分は、報酬に相関させるパフォーマンスから除去されるべきであるが、我々の推計ではむしろ、努力に関係ない要因分に対しても報酬は連動していることになる。つまり、役員賞与の支払は必ずしも効率的でないことが確認された。こうした結果は、Gibbons and Murphy(1990)などとは反する一方で、Barro and Barro(1990)、Janakiram et al(1992)、Aggarwal and Samwick(1999)、JOH(1999)等の結論と同じである。ただし係数を比較すれば明らかなおお、自社の業績の変化に伴う影響は、業種平均から受ける影響よりもはるかに大きいといえる。

表5 基本推計

| | | | | | | |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| △ROA | 0.204 (37.606) | | 0.187 (29.033) | 0.189 (29.661) | 0.189 (29.485) | 0.190 (30.056) |
| △average ROA | | 0.181 (11.668) | 0.056 (3.610) | | | |
| △average ROA2 | | | | 0.056 (3.716) | | |
| △average ROAW | | | | | 0.047 (3.039) | |
| △average ROAW2 | | | | | | 0.047 (3.157) |
| asset | -0.023 (-2.105) | -0.009 (-0.685) | -0.013 (-1.032) | -0.013 (-1.035) | -0.013 (-1.056) | -0.013 (-1.058) |
| bten | 0.004 (0.808) | 0.001 (0.275) | 0.002 (0.485) | 0.002 (0.488) | 0.003 (0.512) | 0.003 (0.516) |
| a | 0.289 (2.067) | 0.103 (0.609) | 0.164 (1.031) | 0.164 (1.027) | 0.184 (1.154) | 0.183 (1.152) |
| Adj-R2 | 0.132 | 0.039 | 0.124 | 0.124 | 0.124 | 0.124 |
| サンプル数 | 10423 | 8297 | 8297 | 8297 | 8297 | 8297 |

(注) 上段は係数、下段はt値を示す

△ROA: ROA の差分

△average ROA: ROA の業種平均の差分

△average ROA2: 自社を除く ROA の業種平均の差分

△average ROAW: 総資産で加重平均した ROA の業種平均の差分

△average ROAW2: 総資産で加重平均し、自社分を除いた ROA の業種平均の差分

asset: 総資産の対数値

bten: 取締役の標準在職年数

4.2. コーポレート・ガバナンスの影響

次に、経営者報酬を用いたインセンティブ付与と機関投資家および社外取締役によるモニタリング、および生産物市場との関係を考える。2節で述べたとおり、経営者報酬を用いたインセンティブ付与と、他のコーポレート・ガバナンス手段との関係については、以下のような2つの見方がある。第1の見方は、株主が既に他の方法で直接的に経営者をコントロールできるなら、報酬を積極的に使う理由がないために、報酬のパフォーマンスに対する感応度は低下するというものである。他方、外部株主が経営者を直接コントロールすることは実際には難しく、経営者が実質的な経営の裁量を持つことから、役員賞与の業績連動の程度は、株式売却のプレッシャーなどを外部株主がどの程度与えるかに依存するという見方もある。この2つのどちらが正しいのか、あるいはそもそもコーポレート・ガバナンスの要因によって報酬制度の効率性が変化するかを明らかにする目的で、経営者が直面しているモニタリングの圧力の違いに応じた報酬制度の比較を行う。すなわち、強いコーポレート・ガバナンスの圧力に直面している経営者の役員賞与が、パフォーマンスの変化に対してより大きく変化するならば、それは、株主の間接的なモニターの結果として、経営者報酬の業績連動性の強化によるインセンティブ付与が行われていると考えられる。逆に、経営者が強いガバナンス圧力に直面する企業ほど経営者の役員賞与の業績連動性が低下しているならば、それは株主が直接的に経営者の行動をコントロールするようなモニタリングを行っていることになる。用いた推計式は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \Delta \text{Bonus} = & a + b * (\Delta \text{Perf}) + c * (\Delta \text{average Perf}) + d * (\text{Gov} * \Delta \text{Perf}) \\ & + e * (\text{Gov} * \Delta \text{average Perf}) + f * (\text{Gov}) \\ & + g * (\text{bten}) + h * (\text{asset}) + \text{YD} + u \end{aligned} \quad (2)$$

ただし、企業に固有のガバナンス特性である Gov としては以下の3つのダミー変数を用いる。まず inst は、機関投資家の株式保有比率がサンプル中のメディアン以上である場合に1、それ以外の場合はゼロをとるダミー変数である。よって inst×ΔPerf は、機関投資家株式保有ダミーとパフォーマンス変数の変化分の交差項、inst×Δaverage Perf は機関投資家株式保有ダミーとパフォーマンス変数の業種平均の変化分である。次に idr は、取締役会に占める社外取締役の比率がサンプル中のメディアン以上である場合に1、それ以外の場合はゼロをとるダミー変数である。よって idr×ΔPerf は、社外取締役比率ダミーとパフォーマンス変数の変化分の交差項、idr×Δaverage Perf は社外取締役比率ダミーとパフォーマンス変数の業種平均の変化分である。最後に scon は、各企業が属する産業の売上集中度がサンプル中のメディアン以上である場合に1、それ以外の場合はゼロをとるダミー変数である。よって scon×ΔPerf は、生産物市場競争度ダミーとパフォーマンス変数の変化分の交差項、scon×Δaverage Perf は生産物市場競争度ダミーとパフォーマンス変数の業種平均の変化分である。

以上の3つのガバナンス変数を加えた推計結果が表6に示されている⁽⁷⁾。まず明らかなこととして、機関投資家の株式保有比率とROAの変化の交差項の係数は、有意に正である。つまり、1990年代においては、機関投資家の株式保有比率が高い企業のほうが、自社のパフォーマンスに対する業績連動性が高いということになる。

表6 コーポレート・ガバナンスの役員賞与への影響

| | モデル1 | モデル2 | モデル3 | モデル4 |
|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| ΔROA | 0.193 (13.275) | 0.193 (13.395) | 0.195 (13.531) | 0.195 (13.634) |
| Δaverage ROA | 0.029 (0.910) | 0.032 (1.016) | 0.006 (0.175) | 0.010 (0.294) |
| Inst × ΔROA | 0.064 (4.733) | 0.065 (4.819) | 0.064 (4.737) | 0.064 (4.830) |
| Inst × Δaverage ROA | 0.008 (0.294) | 0.007 (0.245) | 0.009 (0.312) | 0.007 (0.236) |
| SCON × ΔROA | 0.001 (0.058) | 0.003 (0.211) | 0.002 (0.137) | 0.003 (0.254) |
| SCON × Δaverage ROA | 0.027 (0.996) | 0.023 (0.855) | 0.027 (0.895) | 0.023 (0.803) |
| IDR × ΔROA | -0.047 (-3.467) | -0.046 (-3.425) | -0.047 (-3.475) | -0.046 (-3.434) |
| IDR × Δaverage ROA | 0.035 (1.276) | 0.031 (1.153) | 0.039 (1.345) | 0.035 (1.248) |
| asset | -0.019 (-1.330) | -0.019 (-1.332) | -0.020 (-1.376) | -0.020 (-1.376) |
| bten | 0.004 (0.830) | 0.004 (0.830) | 0.004 (0.808) | 0.004 (0.808) |
| Inst | 0.050 (1.706) | 0.050 (1.711) | 0.049 (1.665) | 0.049 (1.673) |
| SCON | 0.015 (0.556) | 0.016 (0.571) | 0.016 (0.581) | 0.016 (0.593) |
| IDR | 0.032 (1.103) | 0.033 (1.113) | 0.029 (0.995) | 0.030 (1.006) |
| a | 0.168 (0.927) | 0.169 (0.930) | 0.204 (1.122) | 0.203 (1.121) |
| Adj R ² | 0.135 | 0.135 | 0.134 | 0.134 |
| NOB | 8030 | 8030 | 8030 | 8030 |

(注) 上段は係数、下段はt値を示す

ΔROA: ROAの差分

Δaverage ROA: ROAの業種平均

Inst × ΔROA: 機関投資家株式保有ダミー × ROAの差分

Inst × Δaverage ROA: 機関投資家株式保有ダミー × ROAの業種平均

SCON × ΔROA: 売上高3社集中度 × ROAの差分

SCON × Δaverage ROA: 売上高3社集中度 × ROAの業種平均

IDR × ΔROA: 社外出身取締役比率 × ROAの差分

IDR × Δaverage ROA: 社外出身取締役比率 × ROAの業種平均

ROAの産業平均は、モデル1はROA、モデル2はROA2、モデル3はROAW、モデル4はROAW2

⁽⁷⁾ コントロール変数である、btenとassetは、有意な結果は得られなかった。

第2に、相対業績評価はここでも確認できず、役員賞与が業種平均のパフォーマンスに有意に負の相関を示すという結果は得られなかった。つまり、RPE が想定するような、業種全体へのショックに伴うパフォーマンスの変動分の役員賞与からの除去は確認されなかったのである。

以上の結果から、機関投資家によるモニタリングの重要性が意識され始めた1990年代においては、機関投資家の影響を受けやすい企業の経営者ほど、受け取る賞与額が企業の業績に連動していることが示される。このことは、先にも述べたとおり、機関投資家という株主重視の行動を経営者に求めるステークホルダーの存在があつて初めて、経営者に対して業績連動型の報酬制度を採用させることが可能となることを意味している。

他方、社外取締役については機関投資家とは対照的に、ROA と社外取締役ダミーの交差項が有意に負との結果を得た。すなわち、相対的に社外取締役の多い企業ほど、経営者に支払われる報酬の業績連動性は低下するのである。業種平均のROA と社外取締役ダミーの交差項については、社外取締役のケース同様に有意な結果を得られなかった。このように社外取締役の存在が経営者報酬の業績連動性を低める理由としては、社外取締役のモニタリングと業績連動報酬制度が代替関係にある可能性が考えられる。先に述べたように、社外取締役が経営者の行動をきちんとモニターできるのであれば、業績連動報酬を使って経営者にインセンティブ付与する必要性は少ない。すなわちこの結果は、日本企業において社外取締役が有効に機能してきた可能性を示唆しているかもしれない。他方、別の解釈としては、社外取締役がモニターとしての機能を果たしておらず、結果として経営者が業績連動報酬を採用するインセンティブが弱められている可能性も考えられる。すなわち、第2節で議論したように、経営者が株主にとって効率的な報酬制度を採用するかどうかは、経営者に対する株主からの圧力の大きさによって決まるならば、モニタリング・インセンティブを社外取締役が持たない場合、経営者の報酬の業績連動性は低下すると考えられる。社外取締役に関する以上の解釈のうち、いずれの可能性が高いかについては後にさらに検討を行う。

最後に、市場集中度とROAの変化の交差項の係数、および、市場集中度と業種平均のROAの変化の交差項の係数については、共に有意な結果は確認できなかった。以上の結果は、日本企業に関してRPE仮説と市場の競争度の関係を分析したJoh(1999)とは異なっている。Joh(1999)の場合、業種平均のROAと生産物市場の集中度の交差項に関しては有意に負の相関が確認されている⁽⁸⁾。このように結果が異なるのは、Johではサンプルが製造業のみであること、推計期間もJohの場合は1968-1992と異なっていること、市場競争度を測る変数としてハーフィンダール指数を用いていること、さらには被説明変数として、取締役メンバー一人あたりの役員報酬と役員賞与の合計値を用いていること、などのためかもしれない。いずれにせよ、我々の分析では、経営者の報酬制度が相対業績評価から乖離する理由として、企業間の結託を目的とした戦略的相互依存関係に求めるという考え方は確認できなかった。

⁽⁸⁾ ただし株価リターンをパフォーマンス変数とした場合には、有意な結果は得ていない。

これまでの分析により、機関投資家の株式保有比率に応じて、経営者報酬の業績連動の程度が異なること、そして、社外取締役の比率が相対的に高い企業ほど業績連動の程度は低下すること、の2点が明らかとなった。では、機関投資家と社外取締役の機能の間にはどのような関係があるのか。機関投資家が経営者報酬の業績連動性を高める役割を果たしているのは、取締役会の役割が弱いからであって、そうしたガバナンスの主体が重要な役割を果たしている企業では、機関投資家の存在と業績連動性の関係は弱まるのだろうか。あるいは、社外取締役がむしろ経営者の裁量を大きくするようにはか機能していないとしたら、機関投資家が間接的に経営者をコントロールする手段としての業績連動型報酬はどのように変化するのか。以上の疑問に対してここでは、役員報酬制度と機関投資家によるガバナンス、さらには、社外取締役によるガバナンスの関係を明示的に分析することで、業績連動性の低さは他のガバナンス要因によって経営者が規律付けられているからなのか、それとも、機関投資家のガバナンスの制約がないと、経営者が自ら裁量的に報酬を決定するのか、という点を検討する。

具体的な検証は以下のとおり行う。機関投資家の株式保有比率が特に高い企業群と低い企業群にサンプルを分割し、その両者について、社外出身取締役が経営者報酬に与える影響の違いを検討する。機関投資家の株式保有比率がサンプル中で第1四分位未満の企業群を機関投資家の株式保有比率が低い企業、第3四分位以上の企業群を機関投資家の株式保有比率が高い企業とする。ただし、サンプル区分に用いる基準については、サンプル期間中の毎年の機関投資家保有比率を用いる場合と、1994年の機関投資家比率を用いる場合、1997年の機関投資家比率を用いる場合の3通りを行った。また先と同様にパフォーマンス変数の業種平均としては、ROAの業種平均(averageROA)、自社分を除いて計算したROAの業種平均(averageROA2)、総資産で加重平均して計算したROAの業種平均(averageROAW)、自社を除いた上で総資産で加重平均して計算したROAの業種平均(averageROAW2)の4通りを用いた。

結果が表7にまとめられている。まず、機関投資家の株式保有比率が高いほうが、自社のパフォーマンスに対する係数は大きいことが確認された。これは先の分析とも整合的な結果である。また、業種平均のROAに対する係数は有意ではなく、RPEは確認できない。社外出身の取締役の経営者報酬に与える影響については、機関投資家の株式保有比率が高い企業についてのみ、各企業の業績の変化と社外出身の取締役の比率の交差項の係数が有意に負という結果が得られた。つまり外部からのモニタリング圧力の強い企業では、社外出身の取締役の存在が経営者の報酬の業績連動性を低下させているのである。この結果は、社外取締役のモニタリングが機関投資家の報酬制度を通じた経営者のインセンティブ付けに代替されていることを示しているのだろうか。もし、そのような関係があるのなら、機関投資家の株式保有比率が低い企業に対しては逆に、報酬の業績連動性を高めるなど、何らかのガバナンス機能を機関投資家に代わって担っているはずである。しかし、表7を見れば明らかなように、機関投資家の株式保有比率が低く、業績連動性が低い企業については、社外取締役が何らかの影響を与えているという結果は得られなかったのだ

ある。サンプル区分の基準を変更しても、以上の結果は同じである。すなわち、社外取締役は、ガバナンス面で積極的な役割を果たすのではなく、むしろ経営者の報酬の業績連動性を低めるといふ働きだけをしていると考えられる。

表7 機関投資家と社外取締役の関係

| A | | | | B | | | |
|--------------------|--------------------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 毎年 | 1994 | 1997 | | 毎年 | 1994 | 1997 |
| 機関投資家 小 | | | | 機関投資家 小 | | | |
| △ROA | 0.084 (5.400) | 0.126 (8.499) | 0.102 (6.313) | △ROA | 0.085 (5.684) | 0.126 (8.724) | 0.103 (6.574) |
| △average ROA | 0.089 (2.229) | 0.023 (0.652) | 0.043 (1.038) | △averageROA2 | 0.091 (2.351) | 0.026 (0.766) | 0.044 (1.122) |
| IDR×△ROA | 0.018 (0.934) | -0.005 (-0.246) | 0.006 (0.279) | IDR×△ROA | 0.016 (0.869) | 0.049 (1.240) | 0.004 (0.218) |
| IDR×△average ROA | -0.037 (-0.826) | 0.042 (1.042) | 0.024 (0.522) | IDR×△averageROA2 | -0.027 (-0.616) | -0.004 (-0.252) | 0.036 (0.828) |
| asset | -0.063 (-2.564) | (-0.042) (-1.766) | -0.035 (-1.298) | asset | -0.064 (-2.618) | -0.042 (-1.801) | -0.036 (-1.336) |
| bten | -0.005 (-0.604) | (0.000) (-0.044) | -0.003 (-0.316) | bten | -0.006 (-0.738) | -0.001 (-0.136) | -0.004 (-0.452) |
| IDR | -0.019 (-0.394) | -0.006 (-0.127) | 0.020 (0.394) | IDR | -0.018 (-0.376) | -0.004 (-0.100) | 0.021 (0.424) |
| a | 0.582 (2.025) | 0.432 (1.545) | 0.291 (0.930) | a | 0.617 (2.150) | 0.455 (1.627) | 0.322 (1.028) |
| Adj R ² | 0.079 | 0.089 | 0.082 | Adj R ² | 0.081 | 0.092 | 0.085 |
| NOB | 2103 | 2755 | 2033 | NOB | 2101 | 2751 | 2030 |
| 機関投資家 大 | | | | 機関投資家 大 | | | |
| △ROA | 0.296 (15.488) | 0.288 (16.070) | 0.291 (15.181) | △ROA | 0.297 (15.678) | 0.288 (16.250) | 0.291 (15.335) |
| △average ROA | 0.043 (1.070) | 0.025 (0.670) | 0.022 (0.552) | △averageROA2 | 0.045 (1.137) | 0.027 (0.735) | 0.024 (0.610) |
| IDR×△ROA | -0.107 (-3.452) | -0.110 (-3.882) | -0.091 (-2.940) | IDR×△ROA | -0.105 (-3.419) | -0.110 (-3.961) | -0.093 (-3.033) |
| IDR×△average ROA | 0.049 (0.790) | 0.075 (1.300) | 0.068 (1.103) | IDR×△averageROA2 | 0.040 (0.652) | 0.063 (1.115) | 0.056 (0.914) |
| asset | 0.020 (0.580) | 0.010 (0.304) | 0.016 (0.461) | asset | 0.020 (0.578) | 0.010 (0.324) | 0.017 (0.485) |
| bten | 0.003 (0.222) | 0.007 (0.584) | 0.004 (0.357) | bten | 0.003 (0.230) | 0.007 (0.586) | 0.005 (0.362) |
| IDR | 0.147 (2.103) | 0.146 (2.232) | 0.118 (1.656) | IDR | 0.146 (2.097) | 0.148 (2.268) | 0.121 (1.702) |
| a | -0.118 (-0.253) | -0.023 (-0.053) | -0.086 (-0.183) | a | -0.118 (-0.254) | -0.030 (-0.070) | -0.096 (-0.204) |
| Adj R ² | 0.152 | 0.148 | 0.150 | Adj R ² | 0.151 | 0.147 | 0.149 |
| NOB | 2029 | 2336 | 2037 | NOB | 2026 | 2333 | 2034 |
| Chow test | 263.422 | 198.913 | 253.732 | Chow test | 263.483 | 198.807 | 253.716 |

(注) 上段は係数、下段はt値を示す

△ROA: ROA の差分

△average ROA: ROA の業種平均の差分

△average ROA2: 自社を除く ROA の業種平均の差分

△average ROAW: 総資産で加重平均した ROA の業種平均の差分

△average ROAW2: 総資産で加重平均し、自社分を除いた ROA の業種平均の差分

IDR×△ROA: 社外出身取締役比率×ROA の差分

IDR×△average ROA: 社外出身取締役比率×ROA の差分

| C | | | | D | | | |
|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 毎年 | 1994 | 1997 | | 毎年 | 1994 | 1997 |
| 機関投資家 小 | | | | 機関投資家 小 | | | |
| △ROA | 0.088 (5.810) | 0.128 (8.759) | 0.105 (6.659) | △ROA | 0.088 (5.949) | 0.127 (8.846) | 0.104 (6.724) |
| △average ROAW | 0.087 (2.048) | 0.022 (0.592) | 0.045 (1.041) | △averageROAW2 | 0.080 (1.963) | 0.023 (0.630) | 0.040 (0.958) |
| IDR×△ROA | 0.014 (0.754) | 0.046 (1.030) | 0.000 (0.019) | IDR×△ROA | 0.014 (0.773) | 0.043 (0.999) | 0.002 (0.100) |
| IDR×△average ROAW | -0.031 (-0.620) | -0.007 (-0.413) | 0.027 (0.527) | IDR×△averageROAW2 | -0.026 (-0.549) | -0.006 (-0.330) | 0.030 (0.605) |
| asset | -0.063 (-2.584) | -0.040 (-1.709) | -0.032 (-1.221) | asset | -0.064 (-2.609) | -0.041 (-1.758) | -0.033 (-1.254) |
| bten | -0.004 (-0.535) | 0.000 (-0.026) | -0.002 (-0.276) | bten | -0.004 (-0.529) | 0.000 (-0.022) | -0.002 (-0.268) |
| IDR | -0.021 (-0.437) | -0.004 (-0.093) | 0.025 (0.489) | IDR | -0.023 (-0.480) | -0.005 (-0.102) | 0.023 (0.453) |
| a | 0.603 (2.088) | 0.422 (1.518) | 0.273 (0.878) | a | 0.613 (2.122) | 0.436 (1.566) | 0.285 (0.917) |
| Adj R ² | 0.079 | 0.088 | 0.081 | Adj R ² | 0.078 | 0.087 | 0.080 |
| NOB | 2096 | 2747 | 2025 | NOB | 2097 | 2749 | 2026 |
| 機関投資家 大 | | | | 機関投資家 大 | | | |
| △ROA | 0.297 (15.264) | 0.287 (15.760) | 0.288 (14.801) | △ROA | 0.297 (15.455) | 0.287 (15.956) | 0.289 (14.992) |
| △average ROA | 0.044 (1.059) | 0.032 (0.809) | 0.036 (0.865) | △averageROAW2 | 0.048 (1.180) | 0.035 (0.921) | 0.040 (0.978) |
| IDR×△ROA | -0.109 (-3.509) | -0.112 (-3.978) | -0.092 (-2.976) | IDR×△ROA | -0.110 (-3.599) | -0.113 (-4.068) | -0.094 (-3.079) |
| IDR×△average ROA | 0.072 (1.051) | 0.083 (1.311) | 0.056 (0.805) | IDR×△averageROAW2 | 0.036 (0.541) | 0.057 (0.917) | 0.028 (0.418) |
| asset | 0.020 (0.579) | 0.010 (0.324) | 0.017 (0.481) | asset | 0.017 (0.484) | 0.007 (0.226) | 0.013 (0.379) |
| bten | 0.001 (0.043) | 0.005 (0.414) | 0.002 (0.177) | bten | 0.001 (0.072) | 0.005 (0.420) | 0.003 (0.203) |
| IDR | 0.143 (2.054) | 0.145 (2.227) | 0.122 (1.721) | IDR | 0.132 (1.887) | 0.134 (2.054) | 0.111 (1.563) |
| a | -0.113 (-0.245) | -0.026 (-0.060) | -0.090 (-0.193) | a | -0.088 (-0.188) | 0.005 (0.011) | -0.057 (-0.122) |
| Adj R ² | 0.151 | 0.147 | 0.148 | Adj R ² | 0.148 | 0.144 | 0.145 |
| NOB | 2026 | 2336 | 2036 | NOB | 2026 | 2336 | 2036 |
| Chow test | 263.318 | 199.353 | 254.249 | Chow test | 262.587 | 198.721 | 253.580 |

(注) 上段は係数、下段はt値を示す

△ROA: ROA の差分

△average ROA: ROA の業種平均の差分

△average ROA2: 自社を除く ROA の業種平均の差分

△average ROAW: 総資産で加重平均した ROA の業種平均の差分

△average ROAW2: 総資産で加重平均し、自社分を除いた ROA の業種平均の差分

IDR×△ROA: 社外出身取締役比率×ROA の差分

IDR×△average ROA: 社外出身取締役比率×ROA の差分

以上から、経営者の報酬制度とコーポレート・ガバナンスの関係に関して次のことが言えるだろう。第1に、経営者へのモニタリングのインセンティブが高いステークホルダーである機関投資家の存在が、経営者に対して相対的に効率的な報酬制度を採用させるプレッシャーとなる。たとえ報酬の決定権が経営者にあったとしても、機関投資家の存在は、経営者に対して株主利益を守ることにコミットするインセンティブを与える。逆に、外部からの企業統治のプレッシャーが少なく、経営者の裁量の余地が高まる場合には、報酬制度もより非効率的になり、報酬がパフォーマンスの変化と関係なく決定される傾向が強まることになる。第2に、社外出身の取締役が取締役会において内部コントロールの主体として有効に機能し、経営者の報酬支払に対しても株主にとって望ましい影響を与えているという関係は、少なくともこれまでのところは観察されず、むしろ経営者報酬を用いたインセンティブ付与の機能を弱めている可能性すら考えられる。第3に、経営者の報酬に対して、市場競争の有無が何らかの影響を与えているという結果は確認できなかった。

5. 結論

経営者と株主の間にエージェンシー問題が発生する場合、その解決手段として用いられるのが、経営者報酬である。本稿では、インセンティブ付与の手段としての経営者報酬と、それ以外のコーポレート・ガバナンスの要因の関係について検討した。主な結果は以下のとおりである。第1に、経営者報酬は企業のパフォーマンスと有意に正の相関をしていることが確認された。これは、日本企業の経営者は、役員賞与を通じて株主と利益が一致するようインセンティブ付与されているとする従来の研究結果と整合的である。第2には、機関投資家の株式保有比率が高い企業のほうが、経営者報酬の自社のパフォーマンスに対する連動性が高くなる一方、機関投資家の株式保有比率が低い場合には、自社のパフォーマンスへの報酬の連動性が低下することが明らかとなった。このことから、株主の利益となる効率的な報酬制度は、外部株主の圧力があって初めて採用されるのであり、経営者が外部の企業統治圧力から逃れられる環境では、報酬制度に関して裁量的権限をもつ経営者は必ずしも株主にとって望ましい業績連動報酬を導入しないことが示唆される。第3に社外出身の取締役は、必ずしも株主の利益を代表して行動しているとは言えず、むしろ、経営者の報酬制度を非効率的にするように機能している可能性すら考えられることが明らかとなった。

以上から、経営者報酬のパフォーマンスへの連動性という観点から見た経営者の報酬制度の効率性は、外部からのモニタリング圧力の強さに比例して高まっていくことが明らかとなった。すなわち、株主による外部からの経営者へのプレッシャーと、報酬を用いた経営者インセンティブは補完的な関係にあるといえる。このことは、長期的なモニターを行う主体である機関投資家がガバナンスの主体となり、株主重視の経営を促す目的で経営者に対しストックオプションを付与

する、という1990年代のアメリカ企業モデル（伊藤 2002）に類する行動が、日本企業でも観察されることを意味する。

最期に今後の課題について述べる。本稿では、役員賞与のみを分析対象としたが、当然、今後はストックオプションなども含めた分析が急務である。また、アメリカ企業モデルにおいて内部ガバナンスの重要なプレーヤーとして位置付けられる社外取締役は、本稿の分析では少なくともこれまではむしろ株主重視の行動を妨げるように機能していることが明らかとなった。この点を、日本企業型モデル独自の特徴と見なすのか、それとも、株主重視への経営にシフトする途中の一時的な事態なのか、あるいは、それ以外の意味を持つのか、という点を明らかにすることも今後の課題である。

<参考文献>

- 阿萬弘行（2002）「ストックオプションと株式所有構造」『現代ファイナンス』No. 11 pp. 43-59.
- 伊藤秀史（2002）「日本企業モデルの再検討」伊藤秀史編『日本企業 変革期の選択』東洋経済新報社 pp. 5-26.
- 小佐野広（2001）『コーポレート・ガバナンスの経済学』日本経済新聞社.
- 胥鵬（1998）「株主、取締役および監査役の誘因（インセンティブ）」三輪芳朗・神田秀樹・柳川範之編『会社法の経済学』東京大学出版会 pp. 63-88.
- Abe, N., N. Gaston, and K. Kubo (2001) “Executive Pay in Japan: The Role of Bank-Appointed Monitors and the Main Bank Relationship,” *CEI Working Paper Series*, No. 2001-10, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Aggarwal, R. K. and A. Samwick (1999a) “Executive Compensation, Strategic Competition, and Relative Performance Evaluation: Theory and Evidence,” *The Journal of Finance* 54, pp. 1999-2043.
- Aggarwal, R. K. and A. Samwick (1999b) “The Other Side of the Trade-Off: The Impact of Risk on Executive Compensation,” *The Journal of Political Economy* 107, pp. 65-105.
- Allen, F. and D. Gale (2000) “Corporate Governance and Competition,” Vives, Xavier (eds.), *Corporate Governance: Theoretical and Empirical Perspectives*, Cambridge University Press, pp. 23-94.
- Antle, R. and A. Smith (1986) “An Empirical Investigation of the Relative Performance Evaluation of the Corporate Executives,” *Journal of Accounting Research* 24, pp. 1-39.
- Barro, R. and J. Barro (1990) “Pay Performance, and Turnover of Bank CEOs,” *The Journal of Labor Economics* 8, pp. 448-481.
- Bebchuk, L. A., J. M. Fried and D. I. Walker (2002) “Managerial Power and Rent Extraction

- in the Design of Executive Compensation,” *The University of Chicago Law Review* 54, pp. 887–951.
- Bertrand, M. and S. Mullainathan (2001) “Are CEOs Rewarded for Luck? The Ones without Principals are,” *Quarterly Journal of Economics* 116, pp. 901–932.
- 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.
- Crystal, G. (1991) “In Search of Excess: The Overcompensation of American Executives,” *Norton*.
- Gibbons, R. and K. Murphy (1990) “Optimal Incentives in the Presence of Career Concerns: Theory and Evidence,” *Industrial and labor relations review*.
- Gillam, S. L. and L. Starks (2000) “Corporate Governance Proposals and Shareholder Activism: the Role of Institutional Investors,” *Journal of Financial Economics* 57, pp. 275–305.
- Hall, B. and J. Lieberman (1998) “Are CEOs Really Paid like Bureaucrats?,” *Quarterly Journal of Economics* 113, pp. 653–691.
- Hart, O. (1983) “The Market Mechanism as an Incentive Scheme,” *Bell Journal of Economics* 14, pp. 366–382.
- Holmström, B. (1979) “Moral Hazard and Observability,” *Bell Journal of Economics* 10, pp. 74–91.
- Holmström, B. (1982) “Moral Hazard in Teams,” *Bell Journal of Economics* 13, pp. 324–340.
- Janakiraman, S., R. Lambert and D. Larcker (1992) “An Empirical Investigation of the Relative Performance Evaluation Hypothesis,” *Journal of Accounting Research* 30, pp. 53–69.
- Jensen, M. and K. Murphy (1990) “Performance Pay and Top Management Incentives,” *The Journal of Political Economy* 98, pp. 225–264.
- Joh, S. W. (1999) “Strategic Managerial Incentive Compensation in Japan: Relative Performance Evaluation and Product Market Collusion,” *The Review of Economics and Statistics* 81, pp. 303–313.
- Kaplan, S. N. (1994) “Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the United States,” *The Journal of Political Economy* 102, pp. 510–546.
- Kato, T. and M. Rockel (1992) “Experience, Credential, and Competition in the Japanese and U.S. Managerial Labor Markets: Evidence from the New Micro Data,” *Journal of the Japanese and International Economies* 6, pp. 30–51.
- Mehran, H. (1995) “Executive Compensation Structure, Ownership, and Firm Performance,” *The Journal of Financial Economics* 38, pp. 163–184.

- Murphy, K. (1999) "Executive Compensation," Ashenfelter, O. C. and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* Vol. 3, pp. 2485-2563.
- Murase, H. (1998) "Equity Ownership and the Determinant of Managers Bonuses in Japanese Firm," *Japan and the World Economy* 10, pp. 321-331.
- Nickell, S., D. Nicolitsas and N. Dryden (1997) "What Makes Firm Perform Well?," *European Economic Review* 41, pp. 783-796.
- Smith, M. P. (1996) "Shareholder Activism by Institutional Investors: Evidence from CalPERS," *The Journal of Finance* 51, pp. 227-252.
- Shmidt, K. (1979) "Managerial Incentives and Product Market Competition," *Review of Economic Studies* 64, pp. 191-213.
- Shivdasani, A. and D. Yermack (1999) "CEO Involvement in the Selection of New Board Members: An Empirical Analysis," *The Journal of Finance* 54, pp. 1829-1853.
- Xu, P. (1997) "Executive Salaries as Tournament Prizes and Executive Bonuses as Managerial Incentives in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 11, pp. 319-346.