

役員賞与と経営者インセンティブ

XU, Peng / 胥, 鵬

(出版者 / Publisher)

法政大学経済学部学会

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

経済志林 / The Hosei University Economic Review

(巻 / Volume)

63

(号 / Number)

2

(開始ページ / Start Page)

121

(終了ページ / End Page)

150

(発行年 / Year)

1995-09-30

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00008611>

【研究ノート】

役員賞与と経営者インセンティブ

胥

鵬

1. はじめに

本稿の目的は、日本企業における役員賞与の経営者インセンティブ機能を分析し、日本企業の経営インセンティブについて一つの実証的的回答を与えることである。言い換えれば、株主利益がどのように日本企業の経営インセンティブに織り込まれるかを分析するのである。

胥（1992）ではサンプル・データを用いて日本企業は準労働者管理型かどうかがテストされた。結論は、社長報酬に対して自己資本経常利益率及び売上高は統計的に有意であるが、労働者平均報酬が有意ではない。したがって、日本企業が労働者管理型企业と類似の性格をかなり濃厚に持っているとの主張を支持する統計的な事実は見いだされなかった。また、Kaplan（1994）では、日本企業の経営者の交代と企業株式収益の低下との関連は少なくともアメリカと同じ程度に強いと確認されている。

このほかに、経営者の taxable income と企業株式収益率との関連が Kato and Rokel（1992）によって研究され、結論は日本に比べアメリカ経営者の方はより強い株式収益を追求するインセンティブを与えられているということである⁽¹⁾。

本論文では、われわれは経営者の行動に関する情報の非対称性を念頭に置き、agency 理論の応用に基づいて、日本企業のトップ経営者、とりわけ、役員の平均賞与と企業の経営パフォーマンス（純利益）との関連を实

証分析する。過去の研究で賃金ないし定期給与に比べて役員賞与が収益変数により弾力的⁽²⁾だといわれていたため、本研究でも役員所得を役員報酬と役員賞与に分解して分析している。役員賞与の決定と比較するために、役員平均報酬の決定要因も分析されている。また、この研究は主に胥(1993)のデータに基づいている。

本論文の構成は次の通りである。第2節では、agency理論に基づく契約を分析して実証モデルを検討する。第3節では、利用したデータについて説明する。第4節で回帰分析を行い、役員賞与と企業収益及び従業員数と役員数との比率との関連を明らかにし、役員賞与の経営者インセンティブ機能を分析する。最後に第5節では、日本企業の役員賞与の決定要因を検討し、結論を述べる。

2. 理論的モデル

まず、簡単化のために、自己資本収益（従業員1人あたり税引前企業純利益） P はランダム変数と経営者の努力 e に依存すると仮定する。ランダム変数と経営者努力 $e \in [0, \bar{e}]$ はいずれも株主にとって観察不可能で、契約は結果 P だけに依存することになる。 P の確率分布は e に依存し、確率密度関数 $f(P, e)$ と累積分布関数 $F(P, e)$ は区間 $[\underline{P}, \bar{P}]$ の上に定義され、以下の条件を満たす。

- (1) もし $e_1 < e_2$ ならば、 $f(P, e_1)/f(P, e_2)$ は P の非増加関数である (monotone likelihood-ratio condition)。
- (2) $F_{ee}(P, e)$ は非負である (convexity of the distribution function condition)。

条件(1)は、経営者が努力すればするほど、より優位 (stochastically dominant) の確率分布をもたらすことを意味する。条件(2)は経営者の努力による確率優位が限界的に逓減することを意味する。

株主の効用関数は $U(y)$ ($U'(y) > 0$, $U''(y) \leq 0$)、リスク回避的かリスク

中立的である。経営者の効用関数は $V(y) - D(e) (\lim_{y \rightarrow -\infty} V(y) = -\infty, V'(y) \geq 0, V''(y) < 0; D'(0) = 0, D'(e) \geq 0, D'' > 0)$, リスク回避的である。ここで, y は金銭的な収入を表わし, $\lim_{y \rightarrow -\infty} V(y) = -\infty$ は役員賞与カットに比べて役員報酬カットのペナルティーが非常に強いと意味する⁽³⁾。

経営者の留保効用を u とすると, 株主は以下の programming で最適契約を設定する。

$$\begin{aligned} & \max_{B(P), e} \int_P^{\bar{P}} U(P - W - B(P)) f(P, e) dP \\ \text{s.t. } & \int_P^{\bar{P}} V(W + B(P)) f(P, e) dP - D(e) \geq u \text{ (I. R. C.)} \\ & \int_P^{\bar{P}} V(W + B(P)) f_e(P, e) dP - D'(e) \geq 0 \text{ (I. C. C.)} \end{aligned}$$

上記のプログラムでは, I.R.C. と I.C.C. はそれぞれ individual rationality constraint と incentive compatibility constraint を表すものである。なお, I.C.C. は $\max_e \int_P^{\bar{P}} V(B(P)) f(P, e) dP - D(e)$ の 1 階条件である。このアプローチは first order approach と呼ばれる。ただし, W は経営者の報酬 (定期給与), $B(P)$ は経営者の賞与を表している。 W が固定されているが, B は調整可能と仮定されている。変分法より, 最適契約 $W + B^*(P)$ は 1 階条件

$$\frac{U'(P - W - B^*(P))}{V'(W + B^*(P))} = \alpha + \beta \frac{f_e(P, e)}{f(P, e)}$$

を満たす。さらに, $D'(e) > 0$ と $D''(e) > 0$ から, 制約条件 I.C.C. が binding であるため, $\beta > 0$ 。また, 条件(1)が $\frac{f_e(P, e)}{f(P, e)}$ が P の非減少関数であることを意味するので, $W + B^*(P)$, すなわち $B^*(P)$ は P の増大関数であることがわかる⁽⁴⁾。

実際, このモデルではより高い経営者の努力水準がより確率優位の利潤 P の分布をもたらすため, 高い P は確率的に経営者の努力水準が高いことを意味する。すると, 経営者は努力すればするほど確率的に高い収入を

得ることになる。

3. データ

本研究で用いられたサンプル・データは、日経の小分類基準に基づいた自動車、鉄鋼、セメントとカメラの4産業の一部上場企業の31社の有価証券報告書から計算したものである。なお、各企業について、吸収合併が行われた年及び役員報酬が記入されていない年のデータは除かれている。4産業には戦後から急速に発展を遂げた自動車やカメラ産業もあれば、鉄鋼、セメントのような長い不況を経験したものもある。これらの産業の経営者インセンティブを分析することは、日本経済の高度成長を支えたメカニズムをそのミクロ構成単位から解明することにつながるであろう。

各産業の企業構成は、以下の通りである。まず、自動車産業は、日産自動車、マツダ、ダイハツ、トヨタ自動車、本田技研、日産ディーゼル、スズキ自動車、いすゞ自動車、日野自動車、富士重工業の10企業が含まれている。サンプル数は70年度から90年度までの204である。鉄鋼産業は新日本製鉄、川崎製鉄、NKK、住友金属、神戸製鋼、日新製鋼、合同製鉄、中山製鋼の8企業が含まれており、サンプル数は72年度から90年度までの151である。セメント産業は、三菱鉱山セメント、日本セメント、小野田セメント、第一セメント、大阪セメント及び住友セメントの6企業からなっており、サンプル数は73年度から90年度までの101である。カメラ産業は、キャノン、ニコン、オリンパス、コパル、HOYA、旭光学、ミノルタの7企業によって構成されている。そのサンプル数は75年度から90年度までの112である。

3.1 被説明変数

(1) 1人あたり役員賞与(RAB)

前節で述べたサンプル・データの役員賞与を役員数（常務以上、含常勤

監査役)で割ったものを消費者物価指数(昭和60年=100)で実質化したものを用いる。単位は100万円。

agencyモデルを用いる場合、トップ経営者ないし社長の賞与を用いるのが最も望ましいが、データの入手可能性の制約から、この研究では役員平均賞与をトップ経営者の賞与の代理変数として使用する。

日本では、有価証券報告書に役員全員への報酬および賞与は報告されているが、個別役員についてのデータは入手できないことになっている。上述したデータの入手可能性の制約より、過去の研究では社長の所得と賞与ではなく、役員平均賞与⁽⁵⁾が用いられていた。しかし、役員平均賞与を用いる場合、以下のさまざまな問題点がある。まず、社長以外の役員が社長と比べてわずかな経営責任しか負わないとき、トップ経営者の賞与の代理変数として役員平均賞与を用いて経営者インセンティブを分析する場合、トップ経営者の賞与と企業収益との関係は過小評価される危惧がある。

また、非常勤役員の賞与、報酬も含まれるので、この要素を除外するデータは入手できない。さらに、平役員(会長、社長、専務、常務以外の役員)の給与と賞与の一部は役員報酬及び賞与として計上され、企業間の扱い方の差が大きい。したがって、agency理論の立場から考えれば、社長報酬が一番望ましいが、以上の要因によって分析結果が著しく影響される可能性は比較的小さいと考えても良いであろう。また、役員平均賞与を用いるならば、有価証券報告書から同時に数多くのデータが採れるという魅力的な点も大きい。

(2) 1人あたり役員報酬(RAW)

役員報酬を役員数(常務以上、含常勤監査役)で割ったものを消費者物価指数(昭和60年=100)で実質化したものを用いる。単位は100万円。

3.2 説明変数

(1) PBPER：従業員1人あたり税引き前純利益

企業の純利益を期首・期末従業員数平均で割ってさらに消費者物価指数（昭和60年＝100）で実質化したものを用いる。単位は100万円。

企業収益性については、法人税が税引前当期利益が正である企業のみ課されるので、税引後利益より、税引前利益の方がよく経営者の努力を反映し、より適切であろう。税引き前当期利益には旧特定引当金の繰入、取崩などの経営者の努力と関連しない項目も含まれるため、経営者の努力の指標としては、税引前当期利益より、税引き前純利益の方がより適切であろう。

(2) BAIRITSU：従業員数と役員数との比率

役員の能力、昇進確率の代理変数として用いる。

(3) AVLC：従業員1人あたり労務費用

労務費用を期首・期末従業員数平均で割ってさらに消費者物価指数（昭和60年＝100）で実質化したものを用いる。単位は100万円。

労務費用を従業員の1人あたり年間所得を表す。ただし、福祉厚生、臨時工、パートなどの労務費用も含まれているため、1人あたり従業員所得の代理変数としてノイズが入る。

(4) DUM：役員賞与全額カット・ダミー

役員賞与が全額カットされることは、企業経営業績の重要な基準となる。これが役員定期給与にも影響を及ぼすかどうかを確認するために用いられている。

(5) RS：売上高

企業規模を表す変数として使っている。消費者物価指数（昭和 60 年 = 100）で実質化した。単位は 100 万円。

(6) DIVDPER：1 株あたり年間配当額

単位は円，消費者物価指数で実質化していない。

(7) REPER：1 株あたり年間内部留保額（1 株あたり税引後純利益－1 株あたり配当額）

単位は円，消費者物価指数で実質化していない。

説明変数と被説明変数はいずれも有価証券報告書から計算したものである。

4. 分析結果

有価証券報告書では，役員所得は役員報酬と役員賞与との 2 つの部分からなる。前者は一般管理費に含まれるが，後者は利益処分として扱われる。

4.1 役員賞与と経営業績

まず，役員賞与は企業の経営がある程度悪化すると全額カットされることになる。具体的には年間 1 株あたり配当額が 5 円未満ということは 1 つの目安になっているようである。自動車産業では，役員賞与が全額カットされたすべてのケースで 1 株あたり年間配当額は 5 円未満である。鉄鋼産業では，役員賞与がカットされる基準は必ずしも一定しないが，1 株あたり年間配当額と 1 株あたり内部留保額に依存する。具体的に役員賞与が全額カットされた 30 社・年の中，1 株あたり年間配当が 5 円以上かつ 1 株あたり年間内部留保額が正の社・年はわずか 2 しかない。しかし，役員賞

与が支払われた社・年の中、1株あたり年間配当が5円未満または1株あたり年間内部留保額が負の社・年は31もある。同じように、セメント産業では役員賞与が全額カットされた17社・年の中、年間配当が5円未満のケースは1社・年しか見あたらなかったが、15社・年は1株あたり年間配当が5円未満または1株あたり年間内部留保額が負になっても役員賞与を支払った。カメラ産業の場合は、16社・年は役員賞与が全額カットされ、その中配当が5円以上かつ内部留保額が正の社・年がわずか2である。また、配当が5円未満で役員賞与を支払った社・年はわずか1つしかなかった。

サンプルを役員賞与が支払われたサンプルと全額カットされたサンプルに分けてみる。結果は表1.1、2.1、3.1と4.1に示してある。前者については、自動車産業、鉄鋼産業、セメント産業とカメラ産業での1人あたり役員賞与の平均額はそれぞれ1,046万円、589万円、554万円と764万円であり、定期給与との平均比率は自動車産業での4.36ヶ月、カメラ産業の3.69ヶ月、セメント産業の3.02ヶ月と鉄鋼産業の2.73ヶ月の順となっている。恐らく鉄鋼とセメントの2産業が自動車とカメラと違って停滞産業であるため、平均的に役員賞与の全額カットをより多く経験してきた。また、役員賞与と年間配当額との関係からもわかるように、衰退産業は比較的に低い利益水準でも役員賞与を支払っていた。他方、自動車とカメラのような成長産業では役員賞与のカット基準が厳しくはっきりしていた。賞与と定期給与との最大比率は、自動車産業の10ヶ月を筆頭に、カメラ産業の8.3ヶ月、鉄鋼産業の8ヶ月とセメント産業の6.25ヶ月の順となっており、1人あたり役員賞与の最大金額も同じ順でそれぞれ3,449万円、2,091万円、1,618万円と1,264万円となっている。少ないときは、定期給与の1ヶ月も満たず、金額にして200万円弱である。

他方、役員賞与が全額カットされたサンプルについては、1人あたり役員年間収入の平均値は役員賞与が支払われたケースと比べて600万円から1,700万円低いことがわかる。このように、役員賞与が全額カットされる

ことは役員にとって少なからず年間収入の減少を意味するのである。特に、自動車産業の場合は配当 5 円未満に転落することが最高 3,449 万円の年間収入の減少を意味するのである。

上述したことから察するように、役員賞与は原則として利益分配の一部であり、従業員の賞与⁽⁶⁾と根本的に性格が異なるものである。筆者は従業員のボーナスが全額カットされると聞いたことがない。また、産業によってばらつきがあるが企業が無配に転落すると経営者は平均的に年収が 20%－30%カットされることになる。年間所得が 2, 3 千万円の日本企業の経営者にとっては、これが無視できる金額ではない。

上述した役員賞与の特徴から、われわれは役員賞与と役員報酬（定期給与）を別々に推定することにする。1 人あたり役員賞与の推定で用いられる説明変数は、従業員 1 人あたり税引き前純利益、従業員数と役員数との比率、従業員 1 人あたり労働費用及び売上高である。1 人あたり役員報酬（定期給与）の推定の説明変数に役員賞与カット・ダミーを追加している。

4.2 自動車産業

既に説明したように、自動車産業では役員賞与が 1 株あたり年間配当額が 5 円未満という基準で全額カットされていたので、役員賞与が支払われたデータを取り出して variance component モデルで推定している⁽⁷⁾。

役員賞与に対して、従業員 1 人あたり税引き前純利益、従業員数と役員数との比率は強い効果を持っているが、従業員 1 人あたり労働費用は有意ではない。ただし、役員賞与は支払われる以上、従業員数と役員数との比

表 1.1 役員賞与が支払われたケース

(184 社・年, 単位: 100 万円)

	平 均	標準偏差	最小値	最大値
1 人あたり役員賞与	10.46	6.22	1.91	34.49
1 人あたり役員年間収入	37.77	14.00	18.90	81.75
1 人あたり役員定期給与	27.30	8.37	13.99	54.99
賞与と給与との比率（ヶ月）	4.36	1.51	1.20	10.06

表 1.2 役員賞与が全額カットされたケース

(20 社・年, 単位: 100 万円)

	平 均	標準偏差	最小値	最大値
1 人あたり役員年間収入	20.93	4.08	15.25	28.76

表 1.3 1 人あたり役員賞与に関する回帰分析

(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PBPER	1.40*** (5.81)		1.23*** (6.41)	1.40*** (5.56)	
BAIRITSU		.00443*** (9.46)	.00401*** (9.70)		.00444*** (9.62)
AVLC				.051 (.098)	.644 (1.42)
Constant	6.42*** (4.36)	3.95*** (3.08)	1.81 (1.60)	6.08 (1.62)	-.513 (-.154)
Adj.R ²	.363	.491	.606	.359	.499
Number of observations	184	184	184	184	184
Hausman's test(P-value)	.927	.979	.999	.948	.969

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

率に強く影響されることがわかる。しかも、その係数とt値は推定式にわたって非常に安定している。従業員1人あたり税引き前利益が100万円増加すると、役員賞与は123以上万円増加することがわかる。従業員数と役員数との比率のかわりに売上高を代入すると、10%レベルで有意の効果は観察されていない。ただし、同時に説明変数に入れると、表1.4の(2)と(4)式の推定結果から分かるように売上高は有意に負である。表1.3と1.4のどの推定式でも1人あたり従業員労務費用の効果は確認できなかった。

役員定期給与については、従業員1人あたり税引き前純利益、従業員数と役員数との比率はともに正の有意の効果を持っているが、従業員1人あたり税引き前純利益のみを説明変数に入れた場合は、修正済みR²がわず

表 1.4 1人あたり役員賞与に関する回帰分析
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)
AVLC			.044 (.089)	-.086 (-.210)
PBPER	1.58*** (5.59)	1.67*** (7.17)	1.58*** (5.39)	1.68*** (7.00)
RS	-.176E-04 (-.364)	-.133E-03*** (-3.23)	-.173E-04 (-.356)	-.133E-03*** (-3.21)
BAIRITSU		443E-02*** (10.4)		444E-02*** (10.4)
Constant	6.35*** (4.55)	2.75** (2.37)	6.05* (1.67)	3.30 (1.11)
Number of observations	184	184	184	184
Adj.R ²	.366	.616	.362	.615
Hausman's test(P-value)	.137	.970	.174	.944

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

表 1.5 1人あたり役員定期給与
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DUM	-2.19 (-1.54)	-4.02*** (-3.86)	-3.15*** (-2.84)	-2.29 (-1.60)	-4.13*** (-3.88)
PBPER	1.10*** (2.84)		.641** (2.13)	1.19*** (2.94)	
BAIRITSU		.00783*** (11.5)	.00762** (11.3)		.00785*** (11.5)
AVLC				-.721 (-.801)	-.352 (-.520)
Constant	26.0*** (11.1)	18.3*** (9.32)	17.5*** (8.99)	30.8*** (4.81)	20.7*** (4.15)
Number of observations	204	204	204	204	204
Adj.R ²	.037	.418	.431	.034	.416
Hausman's test(P-value)	.983	.999	.999	.989	1

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

表 1.6 1人あたり役員定期給与
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)
AVLC			-.630 (-.712)	-.794 (-1.15)
DUM	-2.58* (-1.82)	-3.27*** (-2.97)	-2.65* (-1.86)	-3.37*** (-3.05)
PBPER	.446 (.986)	.405 (1.15)	.534 (1.14)	.518 (1.42)
RS	.259E-03*** (3.16)	.873E-04 (1.28)	.257E-03*** (3.14)	.845E-04 (1.24)
BAIRITSU		.746E-02*** (10.9)		.749E-02*** (10.9)
Constant	22.4*** (9.46)	16.5*** (7.87)	26.6*** (4.18)	21.8*** (4.31)
Number of observations	204	204	204	204
Adj.R ²	.096	.432	.094	.432
Hausman's test(P-value)	.999	.994	.999	.996

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

か0.037に過ぎず非常に小さい。他方、従業員数と役員数との比率をいれ
ると、修正済み R^2 は0.431まで高くなる。したがって、役員賞与と違っ
て、役員報酬は専ら従業員数と役員数との比率に強く依存することがわか
る。また、表1.5の(2)と(3)の結果からわかるように、従業員1人あたり税
引き前純利益を説明変数に追加しても修正済み R^2 を見る限り、推定結果
はほとんど変化しない。どの推定式でも従業員1人あたり労務費用は有意
ではない。役員賞与と全額カット・ダミーの効果については、推定式(2)、(3)
と(5)において1%レベルで有意かつ負である。従業員数と役員数の比率の
かわりに売上高を代入すると、1%有意水準で正の影響が確認されてい
る。しかし、表1.6の(2)と(4)に示してあるように、従業員数と役員数との
比率を追加すると売上高は有意ではなくなる。

4.3 鉄鋼産業

鉄鋼産業の場合は、上述したように役員賞与カットの基準が比較的曖昧でしかも役員賞与が全額カットされた割合も比較的に大きい。われわれは Heckman の 2 段階法にしたがってまず probit モデルで役員賞与の支払いの有無を推定した。表 2P に示してある結果からわかるように、1 株あたり年間配当と 1 株あたり年間内部留保額が有意に正の影響を及ぼしている。probit モデルで推定した逆ミル比を代入して variance component モデルで 1 人あたり役員賞与を推定した。

1 人あたり役員賞与に関する推定結果は表 2.3, 2.4 に示している。従業員 1 人あたり税引き前純利益は有意ではあるが符号が負である。むしろ、

表 2.1 役員賞与が支払われたケース

(121 社・年, 単位: 100 万円)

	平 均	標準偏差	最小値	最大値
1 人あたり役員賞与	5.89	2.36	2.31	16.18
1 人あたり役員年間収入	33.08	8.55	19.24	59.05
1 人あたり役員定期給与	27.20	7.68	13.63	54.95
賞与と給与との比率(ヶ月)	2.73	1.12	.893	8.00

表 2.2 役員賞与が全額カットされたケース

(30 社・年, 単位: 100 万円)

	平 均	標準偏差	最小値	最大値
1 人あたり役員年間収入	27.58	8.12	17.38	51.85

Heckman の 2 段階法による 1 人あたり役員賞与の推定

表 2P 役員賞与の支払の有無に関する Probit モデル推定

Constant	DIVDPER	REPER	R-square	Number of observations	Number of positive observations
-2.18*** (.808)	.676*** (.184)	.101*** (.034)	.564	151	121

() 内は標準偏差である。

表 2.3 1人あたり役員賞与に関する回帰分析
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)
PBPER	-.260** (-2.28)		-.268*** (-2.73)	-.318*** (-3.38)
AVLC		1.42*** (5.56)	1.38*** (5.65)	1.49*** (6.35)
BAIRITSU	.119E-03 (.226)	.462E-03 (.977)		.977E-03** (2.07)
@MILLS	-5.40*** (-3.91)	-3.27*** (-2.63)	-3.57*** (-2.93)	-3.96*** (-3.44)
Constant	6.65*** (7.11)	-5.82*** (-2.66)	-3.96* (-1.94)	-5.30*** (-2.60)
Adj.R ²	.319	.448	.481	.494
Number of observations	121	121	121	121
Hausman's test(P-value)	.941	.913	.977	.605

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

表 2.4 1人あたり役員賞与に関する回帰分析
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)
PBPER	-.210* (-1.91)	-.251** (-2.32)	-.241** (-2.45)	-.301*** (-3.35)
AVLC			1.33*** (5.48)	1.55*** (6.88)
RS	-.103E-05*** (-2.32)	-.224E-05*** (-3.67)	-.707E-06* (-1.94)	-.239E-05*** (-4.76)
BAIRITSU		.201E-02*** (2.80)		.290E-02*** (4.76)
@MILLS	-5.05*** (-3.89)	-6.07*** (-4.63)	-3.45*** (-2.85)	-4.65*** (-4.17)
Constant	7.50*** (7.91)	7.43*** (7.89)	-3.04 (-1.46)	-4.87** (-2.51)
Adj.R ²	.352	.392	.494	.581
Hausman's test(P-value)	.939	.974	.985	.983
Number of observations	121	121	121	121

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

表 2.5 1人あたり役員定期給与
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DUM	-3.96* (-1.75)	-1.91 (-.880)	-3.71 (-1.61)	-3.90* (-1.85)	-.977 (-.482)
PBPER	-.921** (-2.07)		-.922** (-2.07)	-1.05** (-2.52)	
BAIRITSU		.844E-03 (.519)	.843E-03 (.505)		.252E-02* (1.90)
AVLC				4.48*** (4.55)	4.77*** (4.73)
Constant	32.2*** (9.19)	27.4*** (8.86)	31.6*** (8.57)	-1.87 (-.229)	-10.7 (-1.27)
Adj. R ²	.015	-.017	.00817	.141	.125
Number of observations	151	151	151	151	151
Hausman's test(P-value)	1	1	.999	1	1

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

表 2.6 1人あたり役員定期給与
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)
AVLC			4.51*** (4.57)	5.39*** (5.31)
DUM	-4.10* (-1.83)	-3.64 (-1.60)	-3.81* (-1.80)	-2.68 (-1.27)
PBPER	-.914** (-2.09)	-.927** (-2.11)	-1.05** (-2.52)	-1.06*** (-2.61)
RS	-.658E-06 (-.458)	-.268E-05 (-1.20)	.294E-06 (.251)	-.408E-05** (-2.08)
BAIRITSU		.317E-02 (1.18)		.687E-02*** (2.73)
Constant	32.9*** (8.89)	32.6 (8.76)	2.34 (-.283)	-9.83 (-1.15)
Adj. R ²	.00937	.012	.134	.175
Number of observations	151	151	151	151
Hausman's test(P-value)	.957	.981	.997	.998

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

従業員 1 人あたり労働費用は有意に正の効果を与えている。これは自動車産業の場合と異なる点である。従業員数と役員数の比率の係数は推定式(4)では有意かつ正である。従業員数と役員数との比率のかわりに売上高を代入と、表 2.4 の(1)式と(3)式でそれぞれ 1%レベルと 10%レベルで負の影響が観察されている。従業員数と役員数との比率を追加すると、表 2.4 の(2)と(4)で 1%レベルで有意に負の効果を確認できる。

役員定期給与については、唯一安定な効果を持っている説明変数として、従業員 1 人あたり労務費用が挙げられる。役員賞与カット・ダミーの係数の符号は正であるが、推定式によって有意になったり有意にならなかったり安定ではない。従業員数と役員数との比率の係数は表 2.5 の推定式(5)以外で 10%レベルで有意ではない。しかも、どの推定式でも修正済み R^2 が非常に低い。売上高が含まれると、表 2.6 の(4)式を除いてその効果は 10%レベルで有意ではない。

4.4 セメント産業

セメント産業における役員賞与の支払の有無に関する probit モデルの推定結果は鉄鋼産業の結論と非常に近い。結果は表 3P に示してある。鉄

表 3.1 役員賞与が支払われたケース

(84 社・年, 単位: 100 万円)

	平 均	標準偏差	最小値	最大値
1 人あたり役員賞与	5.54	2.46	1.88	12.64
1 人あたり役員年間収入	27.88	8.50	14.71	71.80
1 人あたり役員定期給与	22.34	7.05	11.69	63.61
賞与と給与との比率 (ヶ月)	3.02	1.08	.930	6.25

表 3.2 役員賞与が全額カットされたケース

(17 社・年, 単位: 100 万円)

	平 均	標準偏差	最小値	最大値
1 人あたり役員年間収入	20.42	4.44	13.6	31.03

Heckman の 2 段階法による 1 人あたり役員賞与の推定

表 3P 役員賞与の支払の有無に関する Probit モデル推定

Constant	DIVDPER	REPER	R-square	Number of observations	Number of positive observations
-3.82*** (1.04)	1.03*** (.238)	.231*** (.078)	.600	101	84

() 内は標準偏差である。

表 3.3 1 人あたり役員賞与に関する回帰分析

(推定方法: Variance component model or OLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PBPER	.432*** (3.30)		.540*** (7.18)		.435** (4.25)
AVLC		.597*** (2.50)		.792*** (4.79)	.264 (1.49)
BAIRITSU			.011*** (11.9)	.013*** (8.11)	.011*** (11.3)
@MILLS	-2.07*** (-2.70)	-2.59*** (-3.28)	-2.64*** (-4.57)	-3.59*** (-6.24)	-2.79*** (-4.80)
Constant	3.20*** (2.79)	1.14 (.571)	1.03 (1.47)	-2.08 (-1.47)	-.313 (-.276)
Adj. R ²	.659	.629	.847	.807	.850
Hausman's test(P-value)	.999	.999	—	.999	—
Number of observations	84	84	84	84	84

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

Hausman's test (P-value) の欄における—は OLS を意味する。個別企業の固定効果が棄却されたので通常の OLS 法で推定している。

() 内は t 値である。

鋼産業の場合と同じように、Heckman の 2 段階法で 1 人あたり役員賞与を推定した。

表 3.3 と 3.4 の結果からわかるように、1 人あたり役員賞与に対して従業員 1 人あたり税引き前利益額は強い影響を持っている。また、従業員数と役員数との比率も強い正の効果を持っていることがわかる。1 人あたり従業員労務費用は表 3.3 の(2)と(4)では 1% レベルで有意に正であるが、そ

表 3.4 1人あたり役員賞与に関する回帰分析
(推定方法：OLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)
PBPER	.218** (2.14)	.450*** (5.24)	.242* (1.86)	.408*** (3.97)
AVLC			-.073 (-.294)	.141 (.734)
RS	.136E-04*** (7.99)	.395E-05** (2.03)	.138E-04*** (7.26)	.329E-05 (1.53)
BAIRITSU		.914E-02*** (6.65)		.931E-02*** (6.66)
@MILLS	-2.30*** (-3.14)	-2.64*** (-4.67)	-2.26*** (-3.02)	-2.72*** (-4.71)
Constant	2.62*** (3.02)	1.31* (1.89)	3.00* (1.92)	.549 (.438)
Adj.R ²	.753	.854	.750	.853
Number of observations	84	84	84	84

個別企業の固定効果が棄却されたので通常の OLS 法で推定している。
() 内は t 値である。

それぞれの推定式に従業員 1 人あたり税引き前純利益と従業員数と役員数との比率を追加すると、10%レベルで有意ではなくなる。最後に、どの推定式でも逆ミル比は 1%のレベルで有意符号が負である。売上高については、表 3.4 の(4)式を除いて 5%ないし 1%レベルで有意の正の効果が観察されている。

定期給与の場合、役員賞与全額カット・ダミー、従業員 1 人あたり税引き前純利益および従業員 1 人あたり労務費用は安定した効果を持っていない。対照的に、従業員数と役員数との比率の効果は強く頑健的である。表 3.5 で確認できるように、従業員数と役員数との比率は係数にしても t 値にしても推定式によってほとんど変化しない。説明変数に売上高を入れても、上述した結果は影響を受けない。最後に、セメント産業では推定式によって個別企業の固定効果が棄却された箇所もあった。

表 3.5 1人あたり役員定期給与
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DUM	-.983 (-.485)	-2.63 (-1.61)	-1.74 (-1.02)	-.714 (-.350)	-1.66 (-.945)
PBPER	.601 (1.20)		.641* (1.72)	.244 (.401)	
BAIRITSU		.035*** (7.51)	.036*** (7.69)		.034*** (7.09)
AVLC				1.19 (1.03)	.998 (1.46)
Constant	29.7*** (6.48)	27.9*** (9.07)	24.4*** (6.68)	22.8*** (2.80)	20.7** (3.60)
Adj.R ²	.024	.396	.410	.021	.404
Hausman's test(P-value)	.999	—	—	.999	—
Number of observations	101	101	101	101	101

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

Hausman's test (P-value) の欄における—はOLSを意味する。個別企業の固定効果が棄却されたので通常のOLS法で推定している。

表 3.6 1人あたり役員定期給与
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)
AVLC			.841 (.717)	.670 (.686)
DUM	-.662 (-.331)	-1.83 (-1.06)	-.483 (-.238)	-1.58 (-.893)
PBPER	.371 (.751)	.714* (1.66)	.142 (.239)	.545 (1.10)
RS	.274E-04* (1.90)	-.352E-05 (-.346)	.241E-04 (1.58)	-.670E-05 (-.598)
BAIRITSU		.037*** (5.37)		.038*** (5.39)
Constant	27.1*** (5.94)	24.2*** (6.49)	22.5*** (2.88)	20.4*** (3.11)
Adj.R ²	.039	.403	.031	.399
Hausman's test(P-value)	.999	—	.999	—
Number of observations	101	101	101	101

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

Hausman's test (P-value) の欄における—はOLSを意味する。個別企業の固定効果が棄却されたので通常のOLS法で推定している。

4.5 カメラ産業

前述したように、カメラ産業は役員賞与カット基準がはっきりする点で自動車産業に近い。Heckman の 2 段階法で推定を試みたが、逆ミル比が

表 4.1 役員賞与が支払われたケース

(96 社・年, 単位: 100 万円)

	平 均	標準偏差	最小値	最大値
1 人あたり役員賞与	7.64	3.95	1.76	20.91
1 人あたり役員年間収入	35.41	14.25	11.69	111.90
1 人あたり役員定期給与	27.76	13.46	9.60	107.60
賞与と給与との比率 (ヶ月)	3.69	1.80	.476	8.30

表 4.2 役員賞与が全額カットされたケース

(16 社・年, 単位: 100 万円)

	平 均	標準偏差	最小値	最大値
1 人あたり役員年間収入	16.4	4.18	10.11	26.67

表 4.3 1 人あたり役員賞与に関する回帰分析

(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PBPER	1.30*** (4.61)	1.11*** (5.42)	1.11*** (3.32)		1.16*** (4.92)
BAIRITSU		.011*** (9.24)		.011*** (7.82)	.011*** (9.10)
AVLC			.653 (1.05)	.824* (1.93)	-.204 (-.466)
Constant	3.35** (2.26)	-2.23 (-1.51)	-.536 (-1.135)	-4.41 (-1.37)	-1.08 (-.371)
Adj.R ²	.237	.591	.236	.495	.586
Hausman's test(P-value)	.999	.603	.998	.820	.657
Number of observations	96	96	96	96	96

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内は t 値である。

表 4.4 1人あたり役員賞与に関する回帰分析
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)
AVLC			-.255 (-.432)	-.383 (-.863)
PBPER	1.03*** (3.92)	1.12*** (5.48)	1.09*** (3.60)	1.21*** (5.25)
RS	.107E-04*** (4.19)	-.868E-06 (-.333)	.111E-04*** (4.08)	-.220E-06 (-.081)
BAIRITSU		.012*** (7.44)		.012*** (7.44)
Constant	.790 (.521)	-2.08 (-1.51)	2.19 (.612)	.030 (.011)
Adj.R	.339	.605	.331	.603
Hausman's test(P-value)	.903	.508	.892	.582
Number of observations	96	96	96	96

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

表 4.5 1人あたり役員定期給与
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DUM	-.641 (-.154)	-1.07 (-.283)	-.649 (-.155)	26.5** (2.29)	19.4* (1.71)
PBPER	.207 (.185)		.285 (.257)	-1.21 (-1.01)	
BAIRITSU		.877E-02 (1.29)	.886E-02 (1.30)		.672E-02 (1.01)
AVLC				5.92*** (2.64)	4.06** (1.97)
Constant	29.9*** (5.08)	26.1*** (4.41)	25.2*** (3.76)	-4.17 (-.299)	.951 (.069)
Adj.R ²	-.093	-.07	-.08	-.037	-.043
Hausman's test(P-value)	.999	.999	.999	.973	1
Number of observations	112	112	112	112	112

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

表 4.6 1人あたり役員定期給与
(推定方法: Variance component model)

	(1)	(2)	(3)	(4)
AVLC			6.25** (2.43)	6.30** (2.46)
DUM	-.076 (-.018)	-1.02 (-.234)	-.523 (-.124)	-1.36 (-.321)
PBPER	.137 (.122)	.345 (.307)	-1.39 (-1.12)	-1.22 (-.970)
RS	.801E-05 (.678)	-.409E-05 (-.252)	.985E-07 (.832E-02)	-.156E-04 (-.964)
BAIRITSU		.011 (1.13)		.013 (1.41)
Constant	27.9*** (4.30)	25.3*** (3.76)	-6.95 (-.454)	-9.94 (-.655)
Adj.R ²	-.101	-.100	-.05	-.031
Hausman's test(P-value)	.999	.999	.964	.984
Number of observations	112	112	112	112

すべての推定で時間ダミーはコントロールされている。

() 内はt値である。

すべての表で*** は1%レベルで有意, ** は5%レベルで有意, * は10%レベルで有意を表わしている。

有意ではないので役員賞与が支払われたサンプルを用いて推定を行っている。結果は自動車産業のものと近い。まず、従業員1人あたり税引き前純利益、従業員数と役員数との比率は強い正の効果を持っている。しかも、表4.3の(2)から(5)まででわかるように、2つの説明変数の係数はほとんど変化しない。したがって、役員1人あたり賞与に対して頑健に作用していることがわかる。従業員1人あたり労務費用の場合は、説明変数に従業員1人あたり税引き前利益が含まれると10%レベルで有意ではなくなる。この点については、労務費用に季節工、パートなどの臨時労働者の労務費用も含まれるので企業の経営業績との間に一定の相関が考えられる。従業員数と役員数との比率が含まれない場合は売上高が有意であるが、含まれると有意ではなくなる。

定期給与については、表 4.5 の(4)と(5)と表 4.6 の(3)と(4)では従業員 1 人あたり労務費用が有意である。ただし、どの推定式でも説明力は非常に小さく修正済み R^2 が負である。売上高については、表 4.6 のどの推定式でも有意の効果は確認できない。

4.6 小 括

こうして、われわれは役員所得を役員賞与と役員報酬（定期給与）に分けて分析した。本稿及び Xu (1995) では all-nothing タイプに近い役員賞与の全額カットされる決定要因がはじめて明らかにされた。具体的には、役員賞与の支払の有無は主に 1 株あたり配当額と内部留保額に依存する。さらに、1 人あたり役員賞与の金額は従業員 1 人あたり税引き前利益、従業員数と役員数の比率に依存する。鉄鋼産業を除いて 1 人あたり役員賞与に対して従業員 1 人あたり労務費用は有意の効果を持っていない。

サンプル・データ、説明変数及び分析手法が異なるため、比較するのは難しいが、岩崎 (1977) では 5% レベルで企業収益（総資本利潤率）が有意なのが 10 産業⁽⁸⁾ のうちわずか 2 産業に過ぎないことに比べて、われわれの研究結果はどの産業でも役員賞与が主に配当などの会計利益に依存することを示唆する。

ここで強調しておきたいのは、役員賞与を通じて日本企業の経営者は利潤を追求するインセンティブが与えられていることである。役員賞与の決定要因からわかるように、役員賞与の支払の有無は配当に強く依存するのである。こうして株主の利益が経営者インセンティブに織り込まれる。今まで、この点に着目した分析はほとんど行われてこなかったが、役員賞与の決定要因の分析を抜きにして日本企業の経営者インセンティブとコーポレート・ガバナンスを語れないのである。

これに対して、役員報酬は従業員数と役員数との比率に強く依存するが、産業によってばらつきが大きい。たとえば、自動車産業とセメント産業では従業員数と役員数との比率の強い影響が検出されたことに対して、

カメラ産業と鉄鋼産業では従業員1人あたり労務費用の効果は確認されている。ただし、概ね言えば従業員数と役員数との比率の有意の効果が観察されない限り1人あたり役員報酬はほとんど説明されていない。したがって、これが役員賞与と違って役員報酬は比較的に安定することを示唆するのである。

5. 結 び

本稿において、有価証券報告書のデータを用いて実証分析を行い、役員平均賞与の決定要因を実証分析することを通じて日本企業における役員賞与の経営者インセンティブ機能を解明し、agency理論の妥当性をテストして、以下の結論を得た。

すべての産業において、役員賞与の支払の有無に対して、1株あたり年間配当額及び内部留保額は統計的に重要、特に自動車産業とカメラ産業では配当が5円未満ということは役員賞与の全額カット目安となってきた。1人あたり役員賞与は主に従業員1人あたり税引き前純利益と従業員数と役員数との比率に依存する。鉄鋼産業を除いて、1人あたり従業員労務費用の影響は観察されていない。他方、1人あたり役員報酬（定期給与）に対して、自動車産業を除いて役員賞与全額カット・ダミーと従業員1人あたり税引き前純利益は安定した有意の効果が観察されていない。自動車、鉄鋼とセメント産業で従業員数と役員数との比率の有意の効果が観察されている。カメラ産業では従業員1人あたりの労務費用の効果しか観察されていないが、説明力は低く修正済み R^2 が負である。

現在までの研究では、役員所得に対して自己資本収益率よりも規模の影響が強いという結論が得られたが、本研究で役員所得を役員報酬と役員賞与に分解して分析した結果は、役員報酬と役員賞与の決定要因の相違が存在することを示唆する。前者が主に従業員数と役員数との比率、売上高などの規模の変数によって決定されていることに対して後者は企業収益に強

く依存していることが明らかにされた。

以上のことから、経営者に企業利潤を最大化する誘因を与えるために、日本企業において役員賞与は重要なインセンティブ機能を果たしていると言えよう。つまり、平均役員賞与が配当、会計利益に強く依存しているため、日本企業の経営者は役員賞与によって企業収益を追求する誘因を与えられている。

さらに、日本企業の内部労働市場の特徴から、役員報酬（経営者の賃金）と役員賞与はそれぞれ異なる役割を担っていると考えられる。まず、企業内の長期的な rank order tournament を通じる競争が成立するためには、企業規模が大きければ大きいほど役員報酬は高く設定されなければならない。これは、より大きい企業では従業員の上位ポストに昇進できる（出世）確率が低くなるからである⁽⁹⁾。だとすれば、役員報酬は rank order tournament のインセンティブ device として役割を果たすと考えられる。このことに対して、賞与は“出世頭”等の出世後のインセンティブ device として役割を果たし、両者によって内部労働市場のインセンティブは、首尾よく形成されることになる。なお、これを確認するためにはより一層の研究が必要である。

最近、株価低迷の原因は日本経済の異質性⁽¹⁰⁾にあると強く主張され、日本企業とりわけ大企業は欧米企業と異なる目的関数を持っていると強調されている。例えば、日本企業の収益率は欧米のものと比べて低い、すなわち、“豊作貧乏”という現象が取り上げられ、それは日本企業は企業収益より企業成長、規模拡大を重視しているからだと一部のジャーナリストたちと経済学研究者たちに批判されている⁽¹¹⁾。

しかしながら、以上の議論は本研究の統計的な事実によって支持されず、少なくとも役員賞与によって日本企業経営者は企業収益を追求するインセンティブを与えられていることがわかる。確かに、企業役員所得は売上高などの企業規模に強く依存しているが、それは日本だけではなく欧米でも広く観察されている事実である⁽¹²⁾。したがって、日本企業異質論の主

張は日本企業の経営者インセンティブという事実とは整合的だと言えず、少なくとも、現在までの実証研究では日米欧の企業における経営者所得の決定要因には著しい相違がみられない。むしろ、それらの結果は日本企業の経営者は欧米企業並に利益を追求する誘因を持っていることを示唆している。

また、所有と経営の分離によって経営者は自社の経営に裁量の余地を持っているため、経営者所得は企業収益ないし収益率より企業規模に強く依存するという議論は、役員報酬と役員賞与に分けてもう一度吟味する必要があるであろう。少なくとも、われわれの分析では、役員賞与の決定要因として、企業規模よりも企業収益の効果が強いと言えよう。つまり、役員賞与はインセンティブ装置として役割を果たしていることが十分に考えられる。また、役員所得が企業規模に強く依存することについては、内部労働市場からもう一度分析する必要があると思われる。

最後に、制度上日本企業の株主総会の形骸化、株持ち合いなどの現象がよく指摘されており、そのため M & Aなどを背景とした資本市場からの利潤最大化の圧力が弱いと思われる。しかし、このことを直ちに日本企業の経営者が利潤を追求するインセンティブに欠けていると結び付けるのは、早急すぎる嫌いがあるのではなかろうか。逆に、金銭的なインセンティブを補う資本市場からの圧力が弱いからこそ、経営者の金銭的インセンティブが所得の面で強められていると考えなければならない。

したがって、表面的な現象にとられるより、立ち入った実証分析で日本企業の経営者インセンティブないし経営目的の本質を明らかにすべきであろう。残念ながら、日本企業経営者、特にトップ経営者の報酬に関するデータの入手可能性の制約で日本企業における経営者インセンティブに関する実証研究および欧米との比較研究は、十分に行われているとは言えない。この意味で、本研究の結果は、今後の日本経済研究、とりわけ、日本企業の行動及び産業組織にとって意義深いと言えよう。

《注》

- (1) ただし、taxable income は役員報酬以外の財産所得などを含むため、そのバイアスが大きいいことによって日本企業の役員報酬に対する株式収益率の有意性が検出されない可能性が高いと考えられる。また、自社株買い戻しが禁止されていたため、ストック・オプションは実施されていなかった点も大きい。
- (2) 小野 (1989)、胥 (1993)
- (3) 通常、企業業績悪化の場合に、役員賞与のカットないし返上は直ちに行われるが、役員報酬のカットは見られない。したがって、役員報酬カットが経営者にとっては大きな punishment になると考えられる。ただし、長期業績不振で役員報酬が 10% 程度カットされることも観察される。このとき、部長級の管理職の給与が役員の給与を上回るという給与体系上の問題が生じるので、役員報酬のカットには限度がある。
- (4) first order approach 及び契約の性質にかんする詳しい分析については、Rogerson (1985) を参照されたい。また、本研究では株式収益ではなく会計利益が用いられているが、これについては、株式収益率は会計利益率に比べ、株式市場全体のその他の諸要素にも大きく左右されるため、どちらが好ましいとは一概に言えない。Rosen (1990) でも、株価と会計情報のどちらが informative かについて一概にいえないと議論されている。
- (5) 例えば、岩崎 (1977) では役員平均所得、小野 (1989) では役員平均賞与が用いられた。
- (6) 詳しい比較分析については Xu (1995) を参照されたい。
- (7) はっきりした基準で役員賞与がカットされるので 1 株あたり年間配当額が 5 円以上ダミーで probit モデルを推定すると係数が無限大になる。
- (8) 岩崎 (1977) では三菱総合研究所『企業経営の分析』に収録された製造業の 349 社の 1973 年度のデータと 2 桁標準産業分類基準が用いられた。全サンプルの推定のほかに、所属企業数が 17 以上の 10 産業について産業別の推定も行われた。
- (9) この点については、従業員数と役員数との比率は確かに経営者の才能と関連するが、昇進確率の代理変数として理解することも考えられる。たとえば、500 人規模の会社は常務以上の取締役が 5 人程度いるが、50,000 人規模の会社は 500 人の常務以上の取締役も抱えることが考えられない。すると、これは企業規模とも相関する。
- (10) ただし、三輪 (1992) では日本企業異質論が misleading であると指摘されている。

- (11) これについては、実証モデルをより一層精緻化した上でテストを行う必要があると思われる。
- (12) Rosen (1990) を参照されたい。

参考文献

- [1] 伊丹敬之 (1989) 「日本企業の“人本主義”システム」, 今井賢一・小宮隆太郎編『日本の企業』, 東京大学出版会, 第3章, pp.49-72.
- [2] 今井賢一・小宮隆太郎 (1989) 「日本企業の特徴」, 今井賢一・小宮隆太郎編『日本の企業』, 東京大学出版会, 第1章, pp.3-26.
- [3] 岩崎 晃 (1977) 「企業の規模, 利潤と重役報酬」, 『甲南経済学論集』第17巻, 第4号, pp.494-512.
- [4] 小野 旭 (1989) 「日本的雇用慣行と労働市場のメカニズム」, 『日本的雇用慣行と労働市場』, 東洋経済新報社, 第12章, pp.242-275.
- [5] 小宮隆太郎 (1987) 「日本企業の構造的・行動的特徴」, 東京大学『経済学論集』第52巻, 第2, 3号.
- [6] 小宮隆太郎 (1989) 『現代中国経済一日中の比較考察』, 東京大学出版会.
- [7] 胥 鵬 (1992) 「日本企業は従業員主権型か」, 日本経済研究センター『日本経済研究』, No.23, pp.29-46.
- [8] 胥 鵬 (1993) 「日本企業における役員賞与と経営者インセンティブ」, 日本経済研究センター『日本経済研究』, No.243, pp.73-96.
- [9] 三輪芳朗 “危険な「日本企業異質論」”, 日本経済新聞, 1992年3月24日.
- [10] Antle, Rick, and Abbie Smith (1986) “An Empirical Investigation of the Relative Performance Evaluation of Corporate Executives,” *Journal of Accounting Research* 24: 1-32.
- [11] Barro, Jason R., and Robert J. Barro (1990) “Pay, Performance and Turnovers of Bank CEOs,” *Journal of Labor Economics* vol.8, no.4: 448-481.
- [12] Baumol, William J. (1967) *Business Behavior, Value and Growth*, Revised Edition, New York: Harcourt Brace & World.
- [13] Cosh, Andrew (1975) “The Remuneration of Chief Executives in the United Kingdom,” *Economic Journal* 85: 75-94.
- [14] Coughlin, Anne T., and Ronald Schmidt (1985) “Executive Compensation, Management Turnover, and Firm Performance: An Empirical Investigation,” *Journal of Accounting and Economics* 7: 43-66.

- [15] Fama, Eugene (1980) "*Agency Problems and the Theory of the Firm*," *Journal of Political Economy* 94: 288-307.
- [16] Grossman, Sanford, and Oliver Hart (1983) "*A Analysis of the Principal-Agent Problem*," *Econometrica* 51: 7-45.
- [17] Jensen, Michael, and Williman Meckling (1976) "*The Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost, and Capital Structure*", *Journal of Financial Economics* 3: 305-360.
- [18] Jensen, Michael, and Kevin Murphy (1990) "*Performance Pay and Top-Management Incentives*", *Journal of Political Economy* 98: 225-264.
- [19] Kanemoto, Y. and MacLeod, W. B. (1989) "*Optimal labor contracts with non-contractible human capital*," *Journal of The Japanese and International Political Economies* 3: 385-402.
- [20] Kaplan, Steven N. (1994) "*Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and U.S.*", *Journal of Political Economy* 102, No.3, 510-546.
- [21] Kato, Takao, and Rockel, Mark (1992) "*Experience, Credentials, and Compensation in the Japanese and U.S. Managerial Labor Markets: Evidence from New Micro Data*", *Journal of the Japanese and International Economies* 6, 30-51.
- [22] Lazear, Edward P., and Sherwin Rosen (1981) "*Rank Order Tournament as Optimum Labour Contracts*," *Journal of Political Economy* 89: 841-874.
- [23] Malcomson, J. M. (1984) "*Work incentives, hierarchy and internal labour markets*," *Journal of Political Economy* 92, 486-507.
- [24] Marris, Robin (1963) "*A Model of the Managerial Enterprise*," *Quarterly Journal of Economics* 77: 185-209.
- [25] McGuire, Joseph W.; John S.Y. Chiu and Alvar O. Elbing (1962) "*Executive Incomes, Sales and Profits*," *American Economic Review* 52: 753-761.
- [26] Meeks, G., and G. Whintington (1975) "*Director's Pay, Growth and Profitability*," *Journal of Industrial Economics* 24: 1-14.
- [27] Miyazaki, Hajime (1993) "*Employeeism, Corporate Governance, and the J-firm*," *Journal of Comparative Economics* 17: 443-469.
- [28] Murphy, Kevin J. (1985) "*Corporate Performance and Managerial*

- Remuneration*", Journal of Accounting and Economics 7: 11–42.
- [29] O'Reilly, C. and G. Crystal, (1988) "*CEO Compensation as Tournament and Social Comparison: A Tail of Two Story*", Administrative Science Quarterly 33: 257–274.
 - [30] Robert, D.R. (1956) "*A General Theory of Executive Compensation Based on Statistically Tested Proposition*," Quarterly Journal of Economics 70: 270–294.
 - [31] Rogerson, W. (1985) "*First Order Approach to Principal-Agent Problems*", Econometrica 53: 1357–1368.
 - [32] Rosen, Sherwin (1986) "*Prizes and Incentives in Elimination Tournaments*", American Economic Review 76: 701–715 .
 - [33] Rosen, Sherwin (1990) "*Contracts and the Market for Executives*," Working Paper No. 3542, National Bureau of Economic Research.
 - [34] Xu, Peng (1995) "*Executive Salary as Prize of Tournament and Executive Bonus as Managerial Incentive Scheme in Japanese Firms*", Working Paper No.48, Institute of Comparative Economics Studies, Hosei University.
 - [35] Yarrow, G.K. (1972) "*Executive Compensation and the Objective of the firm*", Cowling, K., edited Market Structure and Corporate Behavior, London, Gray-Mills.