

経営者報酬と会計利益の連動性に関するトレンド分析

乙 政 正 太

I はじめに

契約論ベースの会計研究では、さまざまな私的契約の支援において会計情報がどのように利用されているのかという状況に着点がある。例えば、経営者と株主の利害対立を緩和するコントロール・メカニズムとして経営者報酬契約が有効であると論じられるが（Watts and Zimmerman, 1986；須田, 2000；乙政, 2004）、黙示的であるかあるいは明示的であるかを問わず、その契約内容に会計情報が組み込まれている可能性は濃厚である。経営者報酬契約において、経営者報酬と会計情報（特に会計上の利益数値）との間の関係が強いほど経営者のインセンティブは高まると期待されるので、望ましい経営者行動を誘導するために、会計情報が経営者報酬と正にリンクしているかどうかは鍵となる¹⁾。

契約論ベースの会計研究の主要テーマは、どの程度財務会計システムによって提供される会計情報が経営者と株主の利害の対立から生まれる諸問題を縮減するかの証拠を提示することである。会計ベースの契約に定めた会計数値に基づいて業績目標が設定されれば、経営者は自分の行動結果が事後にどのように会計情報に表現されるかを把握した上で、その枠組みの中で自分に最も有利な結果となる行動をとらざるをえないであろう。たとえ事後的な情報であったとしても、会計情報は経営者の行動をコントロールするために実用的である（岡部, 1997）。

近年、日本企業における経営者報酬と会計利益の間の連動性を示す証拠が積み上げられつつある（乙政, 2004）。本研究でも、経営者報酬契約において会計情報（特に、会計上の利益数値）がどの程度重要な役割を果たしているかを検証するが、主眼は経営者報酬と会計利益の連動性に関する一般的トレンドの存在を考察することにある。現金報酬の決定要因として会計上の利益数値の役割はなお重大であるとしても、その役割がどの程度維持されているかはよくわかっていない。

本研究では1986年3月期から2002年3月期にわたって会計利益の変化に対する経営者報酬の感応度がどのような趨勢をたどっているかを検討する。主な結果は次の通りである。前期利益をベンチマークとする尺度を利用した場合、ゆるやかではあるが、その感応度は時系列的に有意に低下する傾向にあった。1996年を基準に産業ごとに経営者報酬と会計利益の関係を調べたが、前期よりも後期に会計利益に対する経営者報酬の感応度は平均的に低下していた。ただし、予想利益をベンチマークとする尺度を用いた場合、感応度が時系列に大きくは変化していないという証拠が得られることもあった。

追加的検証として、連結決算数値を用いた分析も行った。実証結果は、単独決算数値を用いた分析結果と同じであることを示していた。また、連結決算数値を提供している企業の単独決算数値の役割が、経営者報酬決定において単独決算数値だけを提出する企業よりも著しく落ち込んでいるという証拠はなかった。

次節では、経営者報酬契約に関する先行研究についてレビューを行い、経営者報酬と会計利益の関係が必ずしも薄弱でないことを確認しておく。第3節で、本研究の実証的フレームワークを提示し、第4節でサンプル選択と基本統計量を示す。続いて、第5節で実証分析の結果を報告する。第6節では追加的な検証を行い、最後に、まとめと今後の課題について考察する。

Ⅱ 経営者報酬契約に関する先行研究

日本企業の場合に、経営者報酬の特徴は、① 従業員報酬の延長線上にある、② 世界的に見て水準が低い、③ 固定報酬と役員退職慰労金のウェイトが重い、④ 賞与の決定基準があいまいで、そのウェイトが低い、⑤ 長期インセンティブ報酬がない、などと説明される（阿部，2000，2003）。日本の経営者報酬の体系は固定報酬重視であるので、非連動型報酬になっているとのイメージが強い。経営者報酬決定のプロセスが不透明であることにも依存して、わが国の経営者報酬契約が経営者にインセンティブを付与する仕組みを有しているかどうかに関して疑念がある。

けれども、各種アンケート調査によれば、経営者報酬に関して具体的な説明がなされるケースは少ないものの、会計数値連動型の経営者報酬を導入していると回答する企業が出現してきている²⁾。業績評価の算定基準として、利益額（率）、売上高、ROA、ROEといった会計数値が利用されていることも明らかにされている。単独決算の数値を利用する企業だけでなく、連結決算の数値を利用する企業もある。報酬決定において会計数値は重要な役割を果たしている³⁾。

アンケート調査では、経営者の個別報酬開示に消極的であることも示されており、経営者報酬契約の機密性は依然として高い。ほとんどの場合に、契約で用いられる実際の評価基準や評価方法のデータを入手することは容易でない。それゆえに、経営者報酬の機能を析出するためには、研究対象となる経営者報酬のある特定のパフォーマンス尺度で回帰分析するという手法が有効となる。経営者報酬契約に関する実証研究のほとんどはこの黙示的契約アプローチに基づいて行われている（Bushman and Smith, 2001）。

1980年代のデータを利用し、日本とアメリカにおける経営者報酬の決定要因を比較検討したものにKaplan（1994）がある。彼の実証分析によると、両国とも経営者報酬が会計利益と統計的に正に関係していた。Kaplan（1994）は、コーポレート・ガバナンスの違いが日本とアメリカにあるとしても、日本の経営者が株主の利害に反する行動をとるとはかざらないと論じる。日本企業のコーポレート・ガバナンスは有効に機能していて、少なくとも企業パフォーマンスの引き上げがなければ、経営者報酬が増えない仕組みが成り立っている。

星野（1999）は、1997・98年の東証一部上場企業の製造業935社において、役員一人当たり役員賞与が自己資本利益率（ROE）ならびに Δ ROEと有意に正に関係していることを実証している。乙政（2004）は、1986年から1999年までの3月決算企業のデータ（16,384企業・年）を利用し、経営者報酬の変化と当期の会計利益の変化が有意にプラスに関係していることを明らかにした。わが国では、当期の会計利益が前期の会計利益を超えるほど経営者報酬が増加するという関係が成立していた。

また、経営者のパフォーマンス評価のベンチマークとして、前年度の会計利益のような内部評価基準ではなく、アナリストの予想利益のような外部決定評価基準（externally determined standards）も経営者報酬決定のベンチマークとして役立つ（Murphy, 2000）。乙政（2003）は、当期の実績利益と予想利益の差が経営者報酬とプラスに有意に関係していることを示した。実績利益がアナリストの予想利益を上回るほど、経営者報酬は増加していたのである。

連結決算数値と経営者報酬との関係を究明した分析として首藤（2003）が有益である。その実証結果によれば、連結決算の会計データは経営者報酬と有意に正に関係していたが、プールド・データ分析に限ると、その情報内容は単独決算の会計データほどではなかった。ただ、年度別の回帰分析によると、1999年以前には、単独決算の会計データは連結決算の会計データよりも相対的に経営者報酬に対する説明力が高いが、2000年以降には逆転するケースがみられた。

アメリカにおいて、企業業績と経営者報酬との関係を調査した研究は膨大に存在する（Murphy, 1999）。もちろん、企業業績と経営者報酬の正の実証的關係は明らかにされているが、経営者の現金報酬を決定する際に、会計利益は相対的に重要ではなくなっていることが最近の実証研究で指摘されている（Bushman and Smith, 2001）。

Bushman et al. (1998) は、*Forbes* のデータセットを利用して、1970 年から 1995 年の 12,429 企業・年における現金報酬の決定要因のトレンドを検討した。経営者報酬と会計利益の連動性は、基本的に全期間を通じて若干の低下傾向がみられるものの安定していた。

ところが、報酬モデルにおける株式リターンと経営者報酬の関連性に平均的に有意な上昇が観測された。そのため、会計利益に対する経営者報酬の感応度を株式リターンに対する経営者報酬の感応度で除した比率は年々下降していた。さらに、会計利益だけを含めた報酬モデルよりも株式リターンをも含めた報酬モデルのほうで増分説明力 (R^2 の上昇部分) が大きく、その値は時代とともに増大していることが考察された。

Murphy (1999) は、会計利益との関係を調べていないが、現金報酬の決定要因として株式リターンのほうに重みがかかってきたことを示唆する。S&P 500 *industrials* に含まれる企業において、株式リターンに対する経営者の現金報酬の感応度と弾力性は、ともに 1971 年から 1996 年にかけて徐々に高まっており、1970 年代と 1990 年代との比較では、その差は約 3 倍に拡大している。

Ⅲ 実証的フレームワーク

1. 報酬利益反応係数のトレンド

上述したように、日本企業において経営者報酬と会計利益の間に正の連動性があることはすでに検証されている。ここでは、もう少し議論を拡張し、ある期間中（ここでは 1986-2002 年の間）に経営者報酬と会計利益の連動性はつねに安定しているのか、あるいは一般的トレンドがあるのかを調べる。Bushman et al. (1998) に依拠して、次のような線形トレンドモデル (linear trend model) を設定する⁴⁾。

$$CERC_{mt} = \alpha_0 + \alpha_1 Time_t + v_t \quad (1)$$

$Time=1 \text{ to } 17 (1986-2002), m=1, 2 \text{ or } 3$

従属変数の $CERC$ は報酬利益反応係数 (compensation earnings response coefficient) を表しており、会計利益の変化に対して経営者報酬がどの程度反応するかを示す。この変数は、パフォーマンス尺度が経営者報酬とどの程度結びついているかを考察するために有意義である。インセンティブの強さを測定する指標としても役立つと考えられる (Murphy, 1999)。 $Time$ はトレンド変数である。最初の観測値が 1 で最後の観測値が 17 で每期 1 だけ増分される。もし $Time$ の係数が有意に正 (負) であるならば、そのことはサンプル期間に会計利益に対する経営者報酬の感応度が上昇 (下降) していることを意味する。

特定の年度の報酬利益反応係数 ($CERC$) は、下記ように計算される。

$$CERC_{1t} = \beta_3 + \beta_{4t} + \sum_{j=2}^{28} \beta_{5j} / 28 \quad (2)$$

$$CERC_{2t} = \lambda_3 + \lambda_{4t} + \sum_{j=2}^{28} \lambda_{5j} / 28 \quad (3)$$

$CERC$ の基礎となる数値は、次の式 (4) と式 (5) から、すべてのサンプル企業がプールされたモデルの推定値によって算出される。その場合、以下のように年度と産業 (日経中分類) によって切片と傾きが変動することを考慮に入れている。 t 年の $CERC$ は、プールされたデータの報酬利益反応係数 (β_3, λ_3) だけではなく、年度間で生ずる報酬利益反応係数の変化 (β_4, λ_4) と産業平均の報酬利益反応係数の変化 (β_5, λ_5) を加えたものとなる。ここでは、会計利益の変化 ($\Delta EARN$) と予想利益誤差 (F_Error) という 2 つの尺度を用いるので、以下のように別々のモデルが設定される。

$$\Delta COMP_{ijt} = \beta_0 + \sum_{t=2}^{17} \beta_{1t} Yr_t + \sum_{j=2}^{28} \beta_{2j} Ind_j + \beta_3 \Delta EARN_{ijt} + \sum_{t=2}^{17} \beta_{4t} Yr_t * \Delta EARN_{ijt} + \sum_{j=2}^{28} \beta_{5j} Ind_j * \Delta EARN_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$\Delta COMP_{ijt} = \lambda_0 + \sum_{t=2}^{17} \lambda_{1t} Yr_t + \sum_{j=2}^{28} \lambda_{2j} Ind_j + \lambda_3 F_Error_{ijt} + \sum_{t=2}^{17} \lambda_{4t} Yr_t * F_Error_{ijt} + \sum_{j=2}^{28} \lambda_{5j} Ind_j * F_Error_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

変数の定義：

$\Delta COMP = \Delta$ （役員報酬＋役員賞与）

$\Delta EARN = \Delta$ 会計利益

$F_Error =$ 会計利益－予想会計利益

会計利益には、経常利益、純利益を使用する

$Yr_t = \begin{cases} t \text{ 年であれば } 1 \\ \text{それ以外は } 0 \end{cases}$

$Ind_j = \begin{cases} \text{企業 } i \text{ が } j \text{ 業種に属するならば } 1 \\ \text{それ以外は } 0 \end{cases}$

$i = \text{企業}, j = \text{業種}, t = \text{年}$

規模の影響をコントロールするために、説明変数の会計利益と従属変数の経営者報酬は前年度末の株式時価総額で基準化する⁵⁾。この手法は誤差項が不均一分散（heteroscedasticity）になる傾向を緩和するのに役立つ（Christie, 1987；大日方, 2003）。実際の分析では、すべての変数を1株当たりのデータに変換し、それを前年度末株価で除している。

$\Delta COMP$ は当年度の経営者報酬（役員報酬＋役員賞与）と前年度の経営者報酬の変化である⁶⁾。本リサーチでは、経営者報酬として取締役会決定の現金報酬（board-determined cash compensation）を分析対象とするので、ストック・オプション報酬は含めていない。通例、経営者に支給される報酬額は経営者全体の額でしか表記されることがないので、ここでは経営者個人ではなく、「経営陣」というチーム（team）のパフォーマンスを評価する。業務執行の対価として経営者チームの報酬総額が会計利益とどのように連動しているかが経験的に検証される⁷⁾。なお、役員報酬は販売費および一般管理費で処理されているもので、役員賞与は利益処分項目で処理されているものである。

$\Delta EARN$ は当年度の会計利益と前年度の会計利益の変化である。 F_Error は会計利益（つまり、実績値）からアナリストの予想会計利益を差し引いた予想利益誤差である。経営者のパフォーマンス評価のベンチマークとして、前期利益を使用するか、アナリストの予想利益を利用するかに関して確定された実証的証拠があるわけではないので、両方の尺度を利用する。会計利益の変化あるいは予想利益誤差を説明変数に組み入れることによって、期待外の会計利益が経営者報酬の増減にどのような影響を与えるかを調査する。式（4）と式（5）において、会計利益として単独決算の経常利益と純利益を使用する。

2. 産業別報酬利益反応係数の期間的差異

次に、補足的ではあるが、サンプル期間をある時点で区切って、期間の間で会計利益に対する経営者報酬の感応度に違いがあるかどうかをテストする。後に示すように（表1参照）、ここではサンプル数がおおよそ半分に分かれる時点を区切りになっている。つまり、前期の期間が1986年3月期から1995年3月期で、後期の期間が1996年3月期から2002年3月期となる⁸⁾。最初の10年間と最後の7年間の間でCERCの期間的变化を観察する。次式によって、28業種ごとに係数を推定する。

$$COMP_{it} = \sum_{t=86}^{02} \theta_{0t} + \theta_{1t} \Delta EARN_{it} + \theta_{2t} \Delta EARN_{2it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$COMP_{it} = \sum_{t=86}^{02} \eta_{0t} + \eta_1 F_Error_{it} + \eta_2 F_Error2_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

変数の定義：

$$\Delta EARN2 = \begin{cases} \text{もし } Yr \geq 1996 \text{ 年 3 月期ならば } \Delta EARN \\ \text{それ以外は 0} \end{cases}$$

$$F_Error2 = \begin{cases} \text{もし } Yr \geq 1996 \text{ 年 3 月期ならば } F_Error \\ \text{それ以外は 0} \end{cases}$$

その他は上記と同じ

$\theta_1 (\eta_1)$ は 1986-1995 年における報酬利益反応係数を示し、 $\theta_1 + \theta_2 (\eta_1 + \eta_2)$ は 1996-2002 年における報酬利益反応係数を表す。もし 1996-2002 年の期間に報酬利益反応係数に何らかの変化が生じたとすれば、 $\theta_2 (\eta_2)$ はゼロと有意に異なるはずである。なお、年度間の特殊性をコントロールするために年度効果を組み入れておく。

定数項と回帰係数は企業ごとに異なるので (Murphy, 1985 ; Lambert and Larcker, 1987)、プールド・データ分析を行うよりも、企業ごとにデータを分割して、企業特定の推定 (firm-specific estimate) を行う方法が実施されることがある (Dechow et al., 1994 ; Natarajan, 1996 ; Gaver and Gaver, 1998 ; Duru et al., 2002)。ただ、本分析では、最大でも前半期に 10 年、後半期に 7 年しかデータが揃わない。データ確保を最優先にするために、産業ごとにデータを分割するアプローチを採用している⁹⁾。同じ産業内の企業は、類似の生産関数、規制環境、製品市場、営業リスクに遭遇しているという仮定のもとで、産業別の経営者報酬と会計利益の関係を検討する。

IV サンプル選択と記述統計

1. サンプル選択

本分析で用いるサンプルを明らかにしておこう。サンプルは、以下の 4 つの基準を満たす企業と年度から構成される。調査対象年は 1986 年 3 月期から 2002 年 3 月期の 17 年間である。

- ① わが国の全国証券取引所に上場する企業 (ただし、金融機関・店頭は除く)
- ② 3 月決算企業で、決算月数が 12 ヶ月あること
- ③ 当該年度の単独決算の財務データ、株価データ、アナリストの予想利益が入手可能であること
- ④ 役員報酬がゼロ (非開示) でないこと

4 つの条件を満たすサンプルから、実証分析における外れ値の影響を除去するために、各年の各検証に必要な変数について 1 パーセントタイル以下と 99 パーセントタイル以上のサンプルを削除している。また、サンプル期間中にサンプル数が 100 以上揃わない業種については便宜的に分析対象から外している¹⁰⁾。最終的に、20,790 企業・年の観測値が手に入った。

表 1 に、産業別 (日経中分類) のサンプルを示している。サンプル数の幅は、107 企業・年 (通信業) から 2,290 企業・年 (電気機器業) である。前期 (1986-1995) のサンプル合計が 10,546 企業・年で、後期 (1996-2002) のサンプル合計が 10,244 企業・年であり、ほぼ同数となっている。

なお、アナリストの予想利益は『会社四季報』(東洋経済新報社) の夏号から入手し、その他の財務データは『日経 NEEDS 企業財務データ』から抽出している。株価データは『株価 CD-ROM』(東洋経済新報社) からダウンロードしている。

表 1 産業別サンプル

日経中分類 コード	産 業	サンプル数	前期 (1986-1995)	後期 (1996-2002)
1001-1010	食 品	1,057	564	493
3021-3026	織 維	742	400	342
5041-5042	パ ル プ 紙	271	138	133
7061-7071	化 学 工 業	1,719	890	829
9081-9083	医 薬 品	450	229	221
11101-11102	石 油	107	62	45
13121-13122	ゴ ム	230	115	115
15141-15146	窯 業	498	265	233
17161-17167	鉄 鋼 業	645	348	297
19181-19186	非鉄金属及び金属製品	1,236	639	597
21201-21210	機 械	2,221	1,181	1,040
23221-23229	電 気	2,290	1,195	1,095
27261-27263	自動車自動車部品	795	421	374
29281-29283	その他輸送機器	208	120	88
31301-31303	精密機器	418	226	192
33321-33325	その他製造業	619	279	340
37361-37362	鉱 業	114	62	52
41401-41406	建 設	1,973	989	984
43421-43429	商 社	1,899	882	1,017
45441-45444	小 売 業	498	203	295
53521-53522	不 動 産	313	146	167
55541-55543	鉄 道 バ ス	455	270	185
57561	陸 運	251	118	133
59581-59583	海 運	199	109	90
63621-63622	倉庫運輸関連	420	226	194
65641	通 信	107	54	53
69681	ガ ス	118	67	51
71701-71704	サ ー ビ ス 業	937	348	589
		20,790	10,546	10,244

2. 基本統計量について

表2に、前期（パネルA）と後期（パネルB）に分けた基本統計量の結果を表示している。数値は、一株当たりデータを前年度末株価で除したものである。平均的に前期よりも後期に経営者報酬の変化は低下し、会計利益の変化は悪化している。予想利益誤差もマイナスに大きくなっており、楽観的な予想が増えていることがわかる。

各変数相互間の相関係数を前期と後期に分割して算出し、その結果を表3に表示している。前期の $\Delta COMP$ と $\Delta EARN$ の相関係数は、 Δ 経常利益で0.222、 Δ 純利益で0.170であり、どちらもプラスの値である。他方、後期の $\Delta COMP$ と $\Delta EARN$ の相関係数は、 Δ 経常利益で0.111、 Δ 純利益で0.045であり、同じくすべてプラスの値である。だが、後期の相関係数の値は前期に比べれば半分程度に落ち込んでいる。

前期の $\Delta COMP$ と F_Error の相関係数は、経常利益の予想利益誤差で0.129、純利益の予想利益誤差で0.141となっている。後期の $\Delta COMP$ と F_Error の相関係数は経常利益の予想利益誤差で0.151、

純利益の予想利益誤差で 0.168 と前期よりも高い値になっていた。

表 2 基本統計量

パネル A：前期（1986-1994； $N = 10,564$ ）					
	平 均	標準偏差	メディアン	1st Qrt	3rd Qrt
ΔCOM	0.0001	0.0013	0.0000	-0.0002	0.0004
$\Delta EARN$ (経常利益)	-0.0017	0.0273	-0.0001	-0.0121	0.0083
$\Delta EARN$ (純利益)	-0.0013	0.0247	0.0000	-0.0067	0.0044
F_Error (経常利益)	-0.0047	0.0364	-0.0006	-0.0113	0.0063
F_Error (純利益)	-0.0036	0.0252	-0.0003	-0.0056	0.0030
パネル B：後期（1995-2002； $N = 10,244$ ）					
	平 均	標準偏差	メディアン	1st Qrt	3rd Qrt
ΔCOM	-0.0005	0.0037	-0.0001	-0.0011	0.0004
$\Delta EARN$ (経常利益)	-0.0019	0.0666	0.0001	-0.0230	0.0177
$\Delta EARN$ (純利益)	-0.0053	0.1393	-0.0012	-0.0199	0.0104
F_Error (経常利益)	-0.0152	0.0660	-0.0040	-0.0263	0.0083
F_Error (純利益)	-0.0372	0.1129	-0.0059	-0.0290	0.0015

注) 変数はすべて一株当たりデータを前年度末株価でデフレート

表 3 相関係数

パネル A：前期（1986-1994）					
	ΔCOM	$\Delta EARN$ (経常利益)	$\Delta EARN$ (純利益)	F_Error (経常利益)	F_Error (純利益)
ΔCOM	1.000				
$\Delta EARN$ (経常利益)	0.222	1.000			
$\Delta EARN$ (純利益)	0.170	0.586	1.000		
F_Error (経常利益)	0.129	0.504	0.307	1.000	
F_Error (純利益)	0.141	0.388	0.549	0.482	1.000
パネル B：後期（1995-2002）					
	ΔCOM	$\Delta EARN$ (経常利益)	$\Delta EARN$ (純利益)	F_Error (経常利益)	F_Error (純利益)
ΔCOM	1.000				
$\Delta EARN$ (経常利益)	0.111	1.000			
$\Delta EARN$ (純利益)	0.045	0.361	1.000		
F_Error (経常利益)	0.151	0.551	0.227	1.000	
F_Error (純利益)	0.168	0.222	0.513	0.442	1.000

V 実証分析の結果

(1) 式の推定結果は表 4 に示した通りである。①と②のトレンド変数の係数はどちらもマイナスであ

った。Δ経常利益を用いて $CERC_1$ を計算した場合、 $Time$ の係数は -0.0006 で、5 % 水準で統計的に有意に負であった。Δ純利益の場合、 $Time$ の係数は -0.0008 で、1 % 水準で統計的に有意に負であった。

表4 報酬利益反応係数の時系列変化

	従属変数	トレンド変数 ($Time$) の係数	景気 (ECO) の係数	$adj. R^2$	Spearman の順位 相関関数
①	$CERC_1$ (Δ経常利益)	-0.0006 (-2.31)*		0.265	-0.534*
②	$CERC_1$ (Δ純利益)	-0.0008 (-3.31)**		0.459	-0.721**
③	$CERC_2$ (経常利益の予想利益誤差)	0.0003 (1.64)		0.115	0.400
④	$CERC_2$ (純利益の予想利益誤差)	-0.0003 (-3.42)**		0.568	-0.801**
⑤	$CERC_1$ (Δ経常利益)	-0.0006 (-2.70)*	-0.0029 (-1.33)	0.309	
⑥	$CERC_1$ (Δ純利益)	-0.0008 (-3.79)**	-0.0022 (-1.04)	0.462	
⑦	$CERC_2$ (経常利益の予想利益誤差)	0.0003 (1.98)	0.0023 (1.72)	0.214	
⑧	$CERC_2$ (純利益の予想利益誤差)	-0.0004 (-3.90)**	-0.0013 (-1.93)	0.635	

注) * 5%水準で有意, **1%水準で有意, カッコ内は White の標準誤差に基づく t 値

いずれもトレンド変数の傾きはゆるやかではあるが有意に低下しており、報酬利益反応係数は時の経過とともに減少していると読み取ることができる。つまり、経営者報酬と会計利益の連動性は年々弱くなってきている。このことは、経営者に対して企業収益を追求させるインセンティブを与えるという経営者報酬契約の機能が失われつつあることを示す。それとともに、経営者報酬決定において会計数値自体の役割が低下していることが問題となる¹¹⁾。

経常利益の予想利益誤差を用いて $CERC_2$ を計算した場合 (③のケース)、 $Time$ の係数は 0.0003 でプラスの値であった。純利益の予想利益誤差の場合 (④のケース)、 $Time$ の係数は -0.0006 でマイナスであった。③の係数の t 値は高くなく、報酬利益反応係数が時の経過とともにさほど変動していないことを示す。経営者報酬決定において、予想経常利益をベンチマークとする尺度は時間的に安定しており、今なお経営者報酬決定の重要な尺度となっている可能性がある。だが、④の t 値は非常に負に大きく、会計利益の変化を用いた尺度 (①と②) と同じ実証結果であった。

さらに、 $CERC$ と $Time$ の観測値をそれぞれ大小の順位に変換し、それら順位の変数間の相関係数を求めた。この結果はスピアマンの順位相関係数 (Spearman's rank correlation) の列に表示されている。スピアマンの順位相関係数でも、 $CERC$ と $Time$ の間の関係は①と②では負であり、Δ経常利益では 5 % 水準で有意で、Δ純利益では 1 % 水準で有意となっている。③の場合はプラスであるが統計的に有意ではない。④の場合は負の相関があり、統計的に有意となっていた。

これらの分析結果において、Δ純利益と純利益の予想利益誤差の場合に、下方傾向が強いことが特徴的である。純利益には特別損益項目のような一時的な要素が含まれる。特に、持ち合い株式への時価評価、リストラ関係の損失、固定資産の評価損、退職給付債務の積立不足の一括処理などで特別損失の計上が近年増加している (『日本経済新聞』2003/06/26)。このことは本業の利益を圧迫するだけではなく、

経営者パフォーマンスを評価する場合にも影響がでていると思われる。

アナリストの予想も一時的な要素の発生を想定しきれていない可能性がある。表2を見ると、純利益の予想利益誤差は前期に比べて後期に10倍も楽観の予想になっている。標準偏差も前期に比べて後期に格段に大きくなっており、予想利益誤差の幅が膨らんでいることがわかる。経常利益段階での予想ではまだ前期と後期の差が小さい。特別損失の要因が経営者報酬の決定でどのように扱われているかは今後の検証課題となろう¹²⁾。

さて、報酬利益反応係数の推移をタイムトレンドだけで推計すると、結果に大きな推計誤差が生まれる可能性がある¹³⁾。Matolcsy (2000) は、景気拡張期ほど、経営者報酬と企業業績の関係は強く、逆に、景気後退期ほどその関係は弱くなることを支持している。ここでのサンプル期間は、バブル経済期とその後の低迷期を含んでいるので、景気の循環によって経営者報酬と会計利益の関係に強弱が存在するかもしれない。

追加的に景気動向を表すダミー変数 (ECO) を (1) 式に加えてみる。内閣府が作成・公表する景気基準日付によって景気の上昇 (拡張) と景気の下降 (収縮) の転換点となる時点を探り、景気の谷から山までの期間を景気の拡張局面、景気の山から谷間での期間を景気の後退局面とした。景気の後退局面にあるなら1、景気の拡張局面にあるなら0をダミー変数に割り当てる。

表4によると、⑦以外、 ECO の係数は⑤から⑧までマイナスであり、景気の後退期に報酬利益反応係数が低くなるといえるが、統計的には有意でない (⑧のケースは10%水準で有意)。トレンド変数の係数は、景気の動向をコントロールしたあとでも、⑤、⑥および⑧のケースでは統計的に有意にマイナスである。このことは右下がりの傾斜が存在することを意味しており、やはり報酬利益反応係数は趨勢的に低下している。⑦では、 ECO を導入した場合に、 $Time$ の係数は10%水準ではあるが統計的に有意に正となっている。

次に、報酬利益反応係数が前期 (1986-1995 年) と後期 (1996-2002 年) でどれほど異なるかを産業ごとに推定してみた。式 (6) と式 (7) の結果は表5にまとめられている。各パネルには、28業種についての θ_1 (η_1) と θ_2 (η_2) の平均、メディアン、標準偏差、ならびにZ統計量が表示されている。

Z統計量は、標準正規変量 (standard normal variate) と漸近的に分布するもので、28業種の平均係数がゼロと相違するかどうかを検証するために利用される。具体的には、産業ごとに求められた係数の t 統計量を集計することによって評価が行われる。ここでは、 t 統計量の平均値がゼロと異なるかどうかを検定するが、これまでの実証会計研究でも用いられている手法である (例えば、Dechow et al., 1994; Gaver and Gaver, 1996)¹⁴⁾。

表5パネルAの Δ 経常利益に関して、 θ_1 の平均 (メディアン) は0.010 (0.009) でプラスで、 θ_2 の平均 (メディアン) は-0.003 (-0.004) でマイナスである。 θ_1 の t 値の平均 (メディアン) は2.41 (2.49) であり、 θ_2 の t 値の平均 (メディアン) は-0.66 (-0.52) であった。Z統計量は θ_1 について6.843で、 θ_2 について-2.948であった。 θ_1 と θ_2 の係数は1%水準でゼロとは有意に異なることが明らかにされた。この結果は、報酬利益反応係数が前期 (θ_1) よりも後期 (θ_2) に低くなっていることを裏づける。表4の結果を補強する証拠が得られた。

また、 θ_1 がプラスの係数の数は28業種中26業種で、 θ_2 がプラスの係数の数は28業種中8業種である。二項検定によって、プラスの割合が50%であるかどうかを調べたが、検定の結果はどちらの係数もその可能性を棄却する。要するに、 θ_1 がプラスである割合は多く、 θ_2 がプラスである割合は小さい。

同様のことは、表5パネルBの Δ 純利益のケースにも当てはまる。つまり、 θ_1 はプラスであり、 θ_2 はマイナスになっている。Z統計量も十分に大きく、前期よりも後期に報酬利益反応係数が低下しているという証拠が得られた。また、 θ_1 がプラスになる割合は多く、 θ_2 がプラスになる割合は少ない。

表5パネルCの経常利益の予想利益誤差において、 η_1 の平均 (メディアン) は0.006 (0.004) とプラスであり、 η_2 の平均 (メディアン) も0.004 (0.003) とプラスとなっている。 η_1 のZ統計量は

表5 産業別報酬利益反応係数の期間的差異

パネル A： Δ 経常利益				
	θ_1	θ_2	$adj. R^2$	観測値数
平均	0.010	-0.003	0.057	742.5
(t 値)	(2.41)	(-0.66)		
メディアン	0.009	-0.004	0.059	476.5
(t 値)	(2.49)	(-0.52)		
標準偏差	0.007	0.012	0.045	
Z 統計量	6.843**	-2.948**		
プラスの係数の業種数	26	8		
(二項検定の p 値)	(0.000)	(0.036)		
パネル B： Δ 純利益				
	θ_1	θ_2	$adj. R^2$	観測値数
平均	0.008	-0.006	0.051	742.5
(t 値)	(1.59)	(-1.04)		
メディアン	0.008	-0.006	0.040	476.5
(t 値)	(1.55)	(-1.19)		
標準偏差	0.007	0.009	0.051	
Z 統計量	8.144**	-4.924**		
プラスの係数の業種数	26	6		
(二項検定の p 値)	(0.000)	(0.004)		
パネル C：経常利益の予想利益誤差				
	η_1	η_2	$adj. R^2$	観測値数
平均	0.006	0.004	0.054	742.5
(t 値)	(1.50)	(0.34)		
メディアン	0.004	0.003	0.049	476.5
(t 値)	(1.12)	(0.47)		
標準偏差	0.007	0.010	0.038	
Z 統計量	4.909**	1.600		
プラスの係数の業種数	24	19		
(二項検定の p 値)	(0.000)	(0.087)		
パネル D：純利益の予想利益誤差				
	η_1	η_2	$adj. R^2$	観測値数
平均	0.007	0.000	0.069	742.5
(t 値)	(1.31)	(-0.20)		
メディアン	0.004	0.000	0.048	476.5
(t 値)	(0.94)	(-0.13)		
標準偏差	0.007	0.013	0.080	
Z 統計量	5.818**	-0.939		
プラスの係数の業種数	26	14		
(二項検定の p 値)	(0.000)	—		

注) ** 1%水準で有意, カッコ内は White の標準誤差に基づく t 値

4.909 で、1 % 水準で統計的に有意であり、 t 値の平均はゼロよりも大きい。 η_2 の Z 統計量は 1.600 と統計的に有意とはなっていないので、 t 値の平均がゼロと異なるとはいえない。 η_2 は η_1 を超えるほど増分しているわけではないが、前期と後期の係数に差は観察されなかった。表 4 の結果と一致し、経営者報酬決定において、予想利益誤差という尺度は経営者のインセンティブを持続的に高めることに役立っている。

表 5 パネル D の純利益の予想利益誤差において、 η_1 は相変わらずプラスで、 Z 統計量は t 値がゼロとは有意に異なることを示す。 η_2 はパネル B の結果と同じくマイナスになっているものの、 Z 統計量は統計的に有意にマイナスになっていない。プラスの係数の業種数がちょうど半数であり、特にマイナスの係数になっている業種が多いわけではない。これは表 4 の結果と一致せず、前期と後期の係数に大きな差は見られなかった。

Ⅵ 追加的検証

ここまでは、単独決算数値を利用して経営者報酬と会計利益の関係の趨勢を検討してきた。周知の通り、2000 年 3 月決算期から連結決算重視の会計が開始されている¹⁵⁾。経営者報酬と連結情報の関係については、首藤（2003）を除けば、これまでほとんど分析が行われてこなかったといえる。そこで、追加的証拠として、連結情報を開示している企業に焦点を絞り、連結決算の利益数値に対する経営者報酬の感応度のトレンドを考察してみる。

先述のサンプルには連結決算数値を開示していない企業があるので、それらを除くと、観測値数は 14,274 企業・年に減少する。このデータを基礎に、連結決算数値を用いて報酬利益反応係数（ $CERC_3$ ）を求め、それから（1）式の報酬利益反応係数のトレンドを推定した。残念ながら、連結予想利益を入力することができなかったので、前期の連結利益をベンチマークとした尺度だけを使用している。結果は表 6 に示されている。

表 6 連結決算数値による報酬利益反応係数の時系列変化

従属変数	トレンド変数 (Time)	adj. R^2	Spearman の順位 相関係数
$CERC_3$ (Δ 連結経常利益)	-0.0004 (-2.78)*	0.297	-0.537*
$CERC_3$ (Δ 連結純利益)	-0.0005 (-4.54)**	0.522	-0.831**

注) * 5%水準で有意, ** 1%水準で有意, カッコ内は White の標準誤差に基づく t 値

単独決算数値の場合と同じく、Δ 連結経常利益と Δ 連結純利益において、報酬利益反応係数のトレンドは有意に下方に向いている。連結決算数値が重視されるようになっているとしても、連結会計利益に対する経営者報酬の感応度が上向いてきたとは考えられない。

単独決算数値と連結決算数値の実証結果は整合的であるが、この要因として連単倍率の一致性があげられる（首藤，2003）。連単倍率（当期連結利益÷当期単独利益）を算定してみたところ、経常利益では平均（メディアン）で 1.06（1.08）、純利益では平均で 1.02（1.06）となっている。経常利益と純利益では、単独決算数値と連結決算数値に極端な相違はない。単独決算数値には表れない経営者パフォーマンスの要素が連結決算数値に潜んでいる可能性は少ないのである。

最後に、経営者報酬決定において、連結決算数値を公表している企業（連結決算数値公表企業）の単独決算数値の役割と単独決算数値しか公表していない企業（単独決算数値公表企業）の単独決算数値の

役割との間に差異があるか否かを検討しておく。すなわち、連結決算重視の制度転換によって、経営者報酬決定における連結決算数値公表企業の単独決算数値の役割が単独決算数値公表企業（諸事情により子会社等がない）よりも著しく低下していないかどうかを調べるのである。

以下のモデルにおける係数を推定する。用いられるサンプルは、再び第4節で選んだ20,790企業・年である。

$$COMP_{it} = \sum_{t=86}^{02} \phi_{0t} + \phi_1 \Delta EARN_{it} + \phi_2 \Delta EARN_CDUM + \phi_3 \Delta EARN2_{it} + \phi_4 \Delta EARN2_CDUM + \varepsilon_{it}$$

(8)

変数の定義

$\Delta EARN$

$\Delta EARN_CDUM$

$\Delta EARN2_CDUM$

その他は上記と同じ

Δ 単独決算の会計利益

$\left\{ \begin{array}{l} \text{もし } Yr < 1996 \text{ 年 3 月期でかつ連結決算数値を公表して} \\ \text{いるならば } \Delta EARN \\ \text{それ以外は 0} \end{array} \right.$

$\left\{ \begin{array}{l} \text{もし } Yr \geq 1996 \text{ 年 3 月期でかつ連結決算数値を公表して} \\ \text{いるならば } \Delta EARN \\ \text{それ以外は 0} \end{array} \right.$

実証結果は表7に要約してある。全般的にみて、前期では、単独決算数値公表企業の単独会計利益の

表7 単独決算数値公表企業と連結決算数値公表企業の報酬利益反応係数の期間的差異

パネルA：Δ経常利益						
	φ ₁	φ ₂	φ ₃	φ ₄	adj. R ²	観測値数
平 均	0.012 (1.95)	-0.003 (-0.27)	-0.018 (-0.35)	-0.024 (-0.18)	0.075	742.5
メディアン	0.013 (1.82)	-0.002 (-0.29)	-0.006 (-0.39)	0.000 (0.05)	0.061	476.5
標準偏差	0.001	0.012	0.097	0.097	0.069	
Z統計量	6.181**	-0.983	-1.267	-0.718		
プラスの係数の業種数 (二項検定のp値)	26 (0.000)	12 (0.572)	12 (0.572)	14 —		

パネルB：Δ純利益						
	φ ₁	φ ₂	φ ₃	φ ₄	adj. R ²	観測値数
平 均	0.014 (1.16)	-0.004 (0.02)	-0.005 (-0.58)	-0.006 (0.05)	0.063	742.5
メディアン	0.006 (1.05)	0.000 (0.07)	-0.002 (-0.32)	-0.0004 (-0.04)	0.060	476.5
標準偏差	0.030	0.032	0.039	0.022	0.047	
Z統計量	5.252**	0.095	-2.502*	-0.199		
プラスの係数の業種数 (二項検定のp値)	23 (0.001)	14 —	10 (0.185)	14 —		

注) * 5%水準で有意, ** 1%水準で有意, カッコ内は White の標準誤差に基づく t 値

変化の係数 (ϕ_1) は相変わらずプラスであり、 Z 統計量もプラスで有意である。後期では、単独決算数値開示企業の単独会計利益の変化の係数 (ϕ_3) はマイナスであるが、パネル B の Δ 純利益の Z 統計量だけが統計的に有意となっている。純利益段階において、会計利益に対する経営者報酬の感応度が低下する傾向は強い。

連結決算数値公表企業において、前期の単独会計利益の変化の係数 (ϕ_2) は、パネル A でもパネル B でも ϕ_1 よりも低くなっているが、 Z 統計量は合理的な水準で統計的に有意でない。後期の単独会計利益の変化の係数 (ϕ_4) もマイナスであるが、 Z 統計量は統計的に有意ではない。 ϕ_2 と ϕ_4 の係数符号はほぼ半数がプラスを占めている。

連結決算数値開示企業の経営者報酬と単独会計利益の関係は、単独決算数値開示企業の経営者報酬と単独会計利益の関係よりも若干弱くなっているが、それほど大きくは食い違わない。報酬利益反応係数が下降傾向にあるとしても、連結決算数値公表企業の単独決算数値の役割だけが極端に落ち込んでいるわけではなかった。連結利益ベースの経営者報酬契約がどれほど本格的に導入されているかはまだ調査不足であるが、会計利益に対する経営者報酬の感応度の低下が連結決算数値公表企業の影響によってもたらされている可能性は低い。

近年、執行役を設置している企業とそうでない企業というように日本のガバナンスの仕組みが変わってきている。連結決算数値公表企業において、連結ベースの経営者報酬を利用するかどうかはこのようなガバナンスの仕組みにも左右されるおそれがある。今後も、経営者報酬における単独決算数値と連結決算数値の役割がどのような要因によって決まるかを考察する必要がある。

VII おわりに

アンケート調査ならびに従来の実証分析において、経営者報酬の決定に会計利益がかかわっているということが明らかにされつつある。本リサーチでは、会計利益が経営者報酬と連動しているという経験的証拠を受けて、その連動性は時間とともにどのように変動しているかを調査しようとした。その結果、1986-2002 年という期間に限定すれば、会計利益の変化に対する経営者報酬の感応度は時間の経過とともに減衰しており、純利益段階での会計数値でその傾向が強くていた。産業別の分析でも、サンプル期間の後期に会計利益に対する経営者報酬の感応度は弱くなっているという知見が得られた。

経営者報酬契約では、経営者報酬と会計利益との間の関係が強いほど経営者のインセンティブは高まると期待されている。経営者報酬と会計利益との間の関係が弱まってきているとすれば、経営者報酬契約における経営者と株主の間の利害調整機能が低下しているになる。このことは、機会主義的な経営者行動の誘発を制御することが困難になってくることを意味する。コーポレート・ガバナンスの強化が声高に叫ばれている背景には、本研究のような実証結果が影響しているかもしれない。

けれども、アナリストの予想利益をベンチマークとする尺度を用いた場合に、実績利益（経常利益）と予想利益の差という尺度に対する経営者報酬の感応度は時間の経過とともに下降しているという結果を示さなかった。前期利益と予想利益というベンチマークのどちらが経営者報酬の決定要因として有効であるかはまだ詳細に検証されておらず、今後の研究課題としても興味深い分野であろう。

また、わが国ではストック・オプション制度の導入が可能となり、報酬パッケージの形態は多様になってきている。報酬パッケージにおいて現金報酬の占める割合は低下していて、その結果、現金報酬の重要性が時間とともに変化しているとも考えられる。経営者報酬に株式ベースの報酬を含めることも検討していかなければならない。

さらに、経営者報酬の決定要因には会計利益以外のものも存在するはずである。すでに、経営者の年齢、在職年数、株式所有構造、取締役会の構成メンバー (Core et al. 1999)、投資機会集合の多さ (Baber et al. 1996)、利益の持続性 (Baber et al. 1998) といった要因が、経営者報酬の変化に大きな影響を与えていることが検証されている。会計情報を補完する役割として非財務情報 (Ittner et al. 1997) も重

要になってきているという分析結果がある。今後、これらの要因が経営者報酬決定においてどのような役割を果たしているのかも分析に加えていくことが要求されるであろう。

本分析では、単独決算数値だけではなく、連結決算数値を用いた経営者報酬と会計利益の関係も調べた。それによると、経営者報酬と連結決算の会計利益の関係も時間とともに低下傾向にあった。経営者報酬決定において、連結決算数値公表企業の単独会計利益の役割が単独決算数値公表企業と同程度に低迷していることも判明した。経営者パフォーマンスの評価に連結決算数値が織り込まれる状況が起こってくるとしても、それは連結経営の定着やガバナンスの仕組みに依存してくると思われる。

注

- 1) ただし、契約論に基づく実証会計研究では、経営者報酬契約における会計利益の役割を検証することよりも、どちらかと言えば、会計数値に基づく契約によって経営者がどのような裁量の行動を引き起こすかに議論が集中してきた (Sloan, 1993)。経営者の会計的裁量行動に関する分析フレームワークは木村 (2003) で詳述されている。
- 2) 例えば、日本能率協会の「従業員の業績評価と報酬に関するアンケート」(2002年3月実施)の調査結果(『労政時報』第3542, 2002/6/14)、経済産業省の委託による日本総合研究所のアンケート調査「会計基準の変更が企業経営に与えた影響に関するアンケート 第Ⅱ部業績連動型報酬制度に与えた影響」(2002年8月実施; 経済産業省企業行動課, 2003)、東京証券取引所の「コーポレート・ガバナンスに関するアンケート調査結果」(2002年11月実施; <http://www.tse.or.jp/listing/cg/enquete/0301.pdf>)を参照されたい。
- 3) 報酬決定プロセスの事例について、『旬刊経理情報』(2003年11月10日号)と『スタッフアドバイザー』(2003年11月)で特集が組まれている。
- 4) 会計データの価値関連性分析では、会計情報の説明力の時系列的な変化を調査するために、従属変数に決定係数が組み入れられている (Collins et al. 1997; Francis and Schipper, 1999; Ota, 2003)。価値関連性が増加しているあるいは減少している、ということを確認する証拠はまだなく、分析結果はまちまちで統一的ではない。なお、Collins et al. (1997) と Francis and Schipper (1999) は、それぞれ 1953-93 年、1952-94 年という 40 年以上の長期データを取り扱っている。本研究では、1986-2002 年の 17 年間のデータだけであり、その意味でかなり局所的な分析であることに注意を要する。
- 5) 総資産の簿価で除しても実証結果にさほど変化はない。
- 6) 役員賞与の変化だけを用いても実証結果に変わりはない。
- 7) 経営者全体の報酬額を用いた先行研究としては、Kaplan (1994)、Kato (1997)、Joh (1999) 等がある。
- 8) 中間地点である 1994 年 3 月期、あるいは連結決算重視の会計が始まった 2000 年 3 月期で区切っても大きな結果の相違はない。
- 9) Ely (1991) は、経営者報酬契約に組み込まれる会計数値のウェイトが業種間で相違することを支持する。
- 10) 水産、造船、空運、電力業がサンプル数 100 に達しなかった。
- 11) 経営者報酬の決定において株式リターンがどの程度影響しているかも検証してみた。株式リターンに対する経営者報酬の感応度は多少上向きになっているが、期待されるほど時間とともに増加しているわけではない。アメリカの実証分析のように、株式リターンが会計利益の代替的指標となっているとは言い切れない。
- 12) 経営者報酬決定における特別項目の扱いについては Dechow et al. (1994) と Gaver and Gaver (1998) を参照されたい。
- 13) 推計誤差が回帰線の周囲にランダムに発生するのではなく、推計誤差に自己相関が存在するという懸念がある。誤差項の一階の系列相関に対処するために、Prais-Winsten 変換法を用いて二段階で係数推定値を求めてみた (蓑谷, 1997; 音川, 2003)。その結果、 Δ 純利益の場合の *Time* の係数はマイナスであったが、統計的に有意ではなかった。 Δ 純利益の場合の *Time* の係数は 5% 水準で、純利益の利益予想誤差の場合の *Time* の係数は 1% 水準で有意にマイナスであった。経常利益の予想利益誤差の場合の *Time* の係数は 1% 水準で統計的に有意にプラスになった。
- 14) Z 統計量は次のように求められる。

$$Z = (N-1)^{1/2} \left(\left[\sum t_j / N \right] / \text{stddev}(t) \right)$$

ここでは、 $N = 28$ 、 $t =$ 産業 j の回帰係数の t 値、 $\text{stddev}(t) = t$ 値の標準偏差。

- 15) すでに 1997 年 6 月に企業会計審議会は「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」を公表し、連結情報に対するニーズが高まっていることを提言している。

参考文献

- 阿部直彦（2000）「報酬を変える，経営が変わる」若杉敬明・矢内裕幸編著『グッドガバナンス・グッドカンパニー』中央経済社：162-223。
- 阿部直彦（2003）「経営者の報酬改革とコーポレート・ガバナンス」中谷 巖編著『コーポレート・ガバナンス改革』東洋経済新報社：185-210。
- 岡部孝好（1997）「利害調整会計における意思決定コントロールの役割」『企業会計』第49巻第5号：4-10。
- 音川和久（2003）「コーポレート・ガバナンスと株式市場の流動性」『会計』第164巻第1号：56-65。
- 乙政正太（2003）「経営者報酬決定における予想利益の役割」『会計プロGRESS』第4号：35-45。
- 乙政正太（2004）『利害調整メカニズムと会計情報』森山書店。
- 大日方 隆（2003）「利益、損失および純資産簿価情報の Relevance」『東京大学経済学論集』第69巻第1号：2-57。
- 木村史彦（2003）「契約論ベースの会計研究の分析フレームワーク」『名古屋商科大学総合経営・経営情報論集』第47巻第2号：109-123。
- 経済産業省企業行動課（2003）『新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析』報告書。
- 首藤昭信（2003）「連結会計情報が経営者報酬制度に与えた影響に関する実証分析」『専修大学会計学研究所報』No.9：1-21。
- 須田一幸（2000）『財務会計の機能－理論と実証－』白桃書房。
- 星野優太（1999）「日本における企業業績と経営者報酬」『会計』第156巻第3号：55-69。
- 蓑谷千風彦（1997）『計量経済学（第3版）』東洋経済新報社。
- Baber, W. R., S. N. Janakiraman, and S. Kang. 1996. Investment opportunities and structure of executive compensation. *Journal of Accounting and Economics* 21 : 297-318.
- Baber, W. R., S. Kang, and K. R. Kumar. 1998. Accounting earnings and executive compensation : The role of earnings persistence. *Journal of Accounting and Economics* 25 : 169-193
- Bushman, R. M., E. Engel, J. Milliron, and A. J. Smith. 1998. An empirical investigation of trends in absolute and relative use of earnings in determining CEO cash compensation. *Working Paper*. University of Chicago.
- Bushman, R. M. and A. J. Smith. 2001. Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics* 32 : 237-333.
- Christie, A. A.1987. On cross-sectional analysis in accounting research. *Journal of Accounting and Economics* 9 : 231-258.
- Collins, D., E. Maydew, and I. Weiss. 1997. Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics* 24 : 39-67.
- Core, J. E., R. W. Holthausen, and D. F. Larcker. 1999. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of Financial Economics* 51 : 371-406.
- Dechow, P., M. R. Huson, and R. G. Sloan. 1994. The effect of restructuring charges on executives' cash compensation. *The Accounting Review* 69 : 138-156.
- Duru, A., R. J. Iyengar, and A. Thevaranjan. 2002. The shilding of CEO compensation from the effects of strategic expenditures. *Contemporary Accountitng Research* 19 : 175-193.
- Ely, K. M.1991 Interindustry differences in the relation between compensation and firm performance variables, *Journal of Accounting Research* 29 : 37-58.
- Francis, J. and K. Schipper. 1999. Have financial statements lost their relevance ? *Journal of Accounting Research* 37 : 319-352.
- Gaver, J. J. and K. M. Gaver. 1998. The relation between nonrecurring accounting transactions and CEO cash compensation. *The Accounting Review* 73 : 235-253.
- Ittner, C. D., D.F. Larcker, M. V. Rajan. 1997. The choice of performance measures in annual bonus contracts. *The Accounting Review* 72 : 231-255.
- Joh, S. W.1999. Strategic managerial incentive compensation in Japan : Relative performance evaluation and product market collusion. *The Review of Economics and Statistics* 81 : 303-313.
- Kaplan, S. N. 1994. Top executive rewards and firm performance : A comparison of Japan and United States. *Journal of Political Economy* 102 : 510-546.
- Kato, T. 1997. Chief executive compensation and corporate groups in Japan : New evidence from micro data. *International Journal of Industrial Organization* 15 : 455-467.

- Lambert R. A. and D. F. Larcker. 1987. An analysis of the use of accounting and market measures of performance in executive compensation contracts. *Journal of Accounting Research* 25 (Supplement) : 85-125.
- Matolcsy, Z. 2000. Executive cash compensation and corporate performance during different economic cycles. *Contemporary Accounting Research* 17 : 671-692.
- Murphy, K. J. 1985. Corporate performance and managerial remuneration : An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics* 7 : 11-42.
- Murphy, K. J. 1999. Executive compensation. In Ashenfelter, O. and D. Card(eds.) *Handbook of Labor Economics* Vol.3 : 2485-2563.
- Murphy, K. J. 2000. Performance standards in incentive contracts. *Journal of Accounting and Economics* 30 : 245-278.
- Natarajan, R. 1996. Stewardship value of earnings components : Additional evidence on the determinants of executive compensation. *The Accounting Review* 71 : 1-22.
- Ota, K. 2003. The impact of price and return models on value relevance studies : A review of theory and evidence. *Accounting Research Journal* 16 : 6-20.
- Sloan, R. G. 1993. Accounting earnings and top executive compensation. *Journal of Accounting and Economics* 16 : 55-100.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory* (Prentice-Hall). 須田一幸訳『実証理論としての会計学』白桃書房。
- White, H. 1980. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 48 : 817-838.

〔付 記〕

本稿は、平成 16 年度科学研究費補助金（基盤研究 C）による研究成果の一部である。

（2004 年 10 月 7 日受付）
（2004 年 11 月 26 日掲載決定）