

コーポレート・ガバナンスと裁量的会計発生高

——取締役会の構造を中心として——

矢 澤 憲 一

1 はじめに

本稿のねらいは、わが国取締役会によるガバナンスが経営者の会計政策に与える影響を明らかにすることにある¹⁾。

なぜ、いまわが国取締役会と会計政策の関連性を分析する必要があるのか。理由は三つある。第一は、わが国の企業統治制度に対する示唆を得るためである。平成14年5月の商法改正により、わが国では社外取締役を中核とする米国型の取締役会制度が導入された。しかしながら平成13年12月には従来の監査役制度の強化が行われていた。米国型の取締役会制度を導入しつつ、一方で従来の監査役制度も維持・強化した点にわが国制度設計の迷いが感じられる。

ではなぜ二つの制度が並立することとなったのか、日本企業の採用すべき制度として、どちらが適切かを明らかにできないことが起因している²⁾。わが国企業の対応にもそれが透けてみえる。

実際に制度改正をうけた2003年6月の株主総会でソニー、東芝、日立製作所、イオンなど36社が米国型制度に移行した。一方、その他多くの企業は現行の監査役制度の維持・強化を図っている。またトヨタ自動車やキリンビールのように監査役制度を維持しつつ執行役員や各種委員会を設けるなど、独自の仕組みを模索する企業もある。なぜどちらが適切かを明らかにできないのか、取締役会制度が企業経営者の意識や行動にどのような影響を与えるかが必ずしも明らかでないことに原因がある。社外取締役が企業の会計行動に与える影響が判明すれば、その実態の一端を浮かび上がらせることが可能となる。

第二に取締役会など企業統治制度と財務報告の関係がクローズアップされていることから、その関連性を検証する必要性が高まっている。わが国議論の背景には、かつて優れているとされた米国取締役会制度のつまずきがある。去る2001年12月、米国エネルギー最大手のエンロンが連邦破産法第11条を申請し、破綻した。特別目的事業体(SPE)を用いた複雑な簿外取引の発覚により、株価・格付けが急落し、資金調達の見込みが立たなくなったからである。

注目すべきは、同社の取締役会が事件発生まで周囲から高い評価を受けていたという点である。しかしながら破綻後の調査から浮かび上がった実態は、そうした評価を覆すものであった。調査報告は、社外取締役を中核とする同社取締役会が、リスクの高い会計処理に気づいていながら適切な監督を果たしていなかったと結論づけるものであった³⁾。

これに対し米議会は同月、企業改革法(Sarbanes-Oxley Act of 2002)を成立させ、取締役会制度の強化を図った。同法407条では、社外取締役の独立性強化や取締役で構成される監査委員会に財務専門家の有無の開示を要求するなど財務報告プロセスの監視機能の強化を打ち出している。

こうした事態は対岸の火事だろうか。決してそうではない。わが国でも株主代表訴訟の増大、株式持ち合いの解消や会計基準の複雑化などにより、不正な財務報告に対する取締役会の責任が問われる土壌が形成されつつある。このため会計政策の見地から取締役会制度の実効性を検証する必要性が高まっている。

第三は、取締役会をめぐるわが国実証研究がアンバランスな状況にあることである。欧米では Klein [2002] や Bhagat, and Black [2000] など取締役会のモニタリング機能やパフォーマンスへの影響を実証的に検証した研究の蓄積が進んでいる。わが国でも近年、寺本編 [1997]、大柳・関口 [2001]、大村・増子 [2001]、財務省財務総合政策研究所 [2003] など取締役会と企業の包括的なパフォーマンスとの関係を実証的に検証した研究がなされつつある。しかしながら、わが国で裁量的な会計行動との関係などモニタリングという視点から取締役会と企業行動との関連性を実証的に検証した研究は筆者の知るかぎり存在しない。

こうしたことから本稿では、取締役会、なかでも社外取締役にフォーカスし企

業の会計政策に与える影響を分析する。

本稿の構成は次の通りである。第2節では検証すべき課題と先行研究について論じる。第3節でリサーチ・デザインを示し、続く第4節で検証結果を示すとともにその解釈を行う。第5節で追加的な検証を行い、第6節では本稿の分析結果を総括し、今後の課題について述べる。

2 取締役会をめぐる二つの仮説

取締役会と企業の会計政策をめぐる問題には、相反する二つの仮説がある。第一の仮説は、社外取締役は経営者の会計政策をモニタリングするという「会計政策抑止仮説」である。Peasnell, Pope and Young [1998] は、1993年から96年までのイギリス上場企業1,271サンプルを用いて取締役会が会計政策へ与える影響を分析した。その結果、取締役会に占める社外取締役の比率の多い企業ほど、経営者の利益の捻出行為を抑止するという結果を得た。

彼らが2年後に発表した研究 (Peasnell, Pope and Young [2000]) では、社外取締役だけでなく監査委員会の機能についても検証されている。そこで彼らは、監査委員会自体は経営者の裁量的な会計行動に直接干渉せず、社外取締役のモニタリング機能を向上させる形で利益捻出型の会計政策に影響を及ぼすことを示した。

同様に Klein [2002] も1992年から93年のS&P500に該当する692サンプルを対象に、監査委員会に社外取締役が多く参画することによって、経営者の裁量的な会計行動を抑止することを発見している。

第二の仮説は、社外取締役が「隠れみの」になることにより、かえって経営者にとって会計政策を行いやすい土壌が形成されるという「会計政策誘発仮説」である。前述のとおりエンロンやワールドコムは社外取締役を中核とした取締役会は、会計政策を誘発する土壌となっていた可能性がある。

エンロンの取締役会は17名からなり、そのうち最高経営責任者 (CEO) と最高執行責任者 (COO) を除く15人が社外取締役であった。彼らの多くはエンロンやその他企業の取締役として20年以上の経験を持っており、周囲からも高く評

働されていた。しかしながら同社取締役会は、SPE取引の目的が債務のオフバランス化にあり、その会計処理にリスクが伴うことについて経営陣から説明を受けたにもかかわらず、それらを承認した⁴⁾。かつ彼らは、一部のSPE取引について監視手続きを定めたものの、SPE取引検討会は10分から15分程度行われたにすぎず、同取引に深く関わった最高財務責任者(CFO)の説明を受け入れるのみだった⁵⁾。つまりエンロン取締役会は、同社経営陣にとっていわば「隠れみの」となり、結果的にハイリスクな会計政策を助長させた可能性がある。

先行研究では取締役会が経営者の会計政策を誘発するという直接的な証拠は得られていない。会計政策を誘発しないまでも、抑止力を検出できなかった研究として Chotourou, Bedard and Couteau [2001] が挙げられる。彼らは1996年12月31日の Compustat から入手できる3,947サンプルを対象に分析した結果、監査委員会が社外取締役のみで構成されていることと裁量的な会計行動の間に有意な相関を発見できなかった。

ではわが国の社外取締役についてはどうか⁶⁾。わが国の社外取締役は平成14年商法改正により明文化されたもので、それ以前は各企業がそれぞれの必要性に応じて社外から取締役を登用していた⁷⁾。かねてよりわが国では、社外取締役が(1)経営者と何らかの利害関係をもつ、(2)多くの企業の役員を兼任している、(3)親会社やグループ企業の関係者である等モニタリングの妨げになるといったマイナス面がクローズアップされており、批判の対象となってきた⁸⁾。

果たしてわが国の社外取締役は、モニタリングとして有効に機能しているのだろうか。あるいは経営者の裁量的な行動を誘発する土壌となっているのか。こうした疑問に会計政策研究の見地から一定の実証的示唆を与えることが本稿の目的である。

本稿の貢献は次の二点である。一つは会計政策研究ならびにガバナンス研究への示唆である。本稿では財務報告に対する取締役会のかかわりを実証的に分析し、コーポレート・ガバナンスと財務報告プロセスのリンケージの一端を明らかにしている。いま一つは実務・制度設計への示唆である。米国を基軸として世界的に収斂しつつあるガバナンス改革に対して、本稿の結果はその国固有の要因を考慮

する必要性を示している。

3 リサーチデザイン

(1) サンプルセレクション

本稿では以下の規準によりサンプルを抽出する。

- ① 東京、大阪、名古屋、京都、福岡、札幌の各証券取引所に上場している
- ② 対象期間に決算期を変更していない
- ③ 銀行、証券、保険、その他金融業を除く
- ④ 後述する連結財務データがすべて入手可能

連結財務諸表のデータは、日経 NEEDS データベースから引き出し利用した。また役員に関するデータは「役員四季報（上場会社版）」各年度から手作業で収集した。役員四季報のデータの調査時点は各年度とも7月31日現在であり、各社へのアンケート調査をベースに集計したものである。データは一部有価証券報告書等の資料と取材で補足されている。

連結ベースのデータを用いるにあたって、本稿では連結決算中心主義が浸透しはじめたといえる1999年度から2001年度を分析対象とする。その際サンプルに含まれるはずれ値を除去するため、期首の総資産で除した当期利益の上下1%を除外した。この結果、1,515、1,574、1,697の計4,786サンプルが抽出された。

(2) 社外取締役の定義

第二節で述べたように、わが国商法で社外取締役の定義が明示されたのは平成14年改正による。よって本稿の分析対象となる企業は、それぞれの必要性に応じて社外から取締役を登用している。

このように分析期間には法的定義が存在しないため、本稿では「当該企業以外から登用された取締役」を社外取締役として定義する。ただし独立性という性質を重視すれば、たとえ外部から採用された社外取締役でも入社後相当年月が経っている場合、馴れ合いやもたれ合いが発生する可能性がある。この点に関して Peasnell, Pope and Young [2000] は法律上の社外取締役から在職10年以上の

取締役を除外している。そこで本稿でも、社外から登用された取締役のうち「当該企業において取締役としての経験が10年以内の取締役」を社外取締役とする。

(3) 会計発生高の推定

本稿では、Healy [1985] 以降多くの研究で用いられている会計発生高 (accruals) を活用して経営者の裁量的な会計行動を識別する。会計発生高は、会計利益と営業活動からのキャッシュ・フローの差額として定義される。

会計発生高には、GAAP (一般に認められた会計原則) のもとで必然的に発生する部分と企業を取り巻く経済環境に応じて変動する部分が含まれており、この部分には経営者の裁量が及ばないと考えられる。そこで会計発生高を経営者の裁量の及ばない部分 (以下、非裁量的会計発生高) と経営者の裁量が介在している部分 (以下、裁量的会計発生高) に分けることが必要となる。しかし非裁量的会計発生高と裁量的会計発生高は通常外部からは判断できないため、各期の会計発生高を計算し、それをもとに回帰分析によって非裁量的会計発生高を推定する。そして最後に各期の会計発生高から非裁量的な部分を控除することで裁量的会計発生高を算出するという方法をとる。

裁量的会計発生高の推定には、Jones [1991] によって提案された Jones モデルや Dechow et al. [1995] で提示されたモデル (以下、修正 Jones モデル) をはじめとしていくつかのモデルが存在する。本稿では、先行研究で説明力の高いことが示されている修正 Jones モデルを用いてクロスセクションデータにより非裁量的会計発生高を推定する。本稿ではこうした推定を1999年度から2001年度までの各期間について実施した。その際、日経中分類をベースに、類似業種をまとめて23業種に分類した。

(4) 検証モデルの導出

会計政策は一般に、利益を上方へ調整するタイプ (利益捻出型) と、利益を下方へ調整するタイプ (利益圧縮型) に分けられる。経営者は、会計政策を行う前の利益がある一定水準 (基準値) を下回っていれば利益を捻出し、反対に基準値

を大きく上回れば利益を圧縮すると考えられる⁹⁾。そこで本稿では、純利益から裁量的会計発生高を控除した「調整前利益 (PME: Pre-managed Earnings)」と基準値を比較することにより、経営者の裁量的な会計行動に対する誘因を識別する。

本稿では、Burgstahler and Dichev [1997] の手法に従い、二つの基準値を使用する。一つはゼロを基準値とするもの、いま一つが前年度の報告利益 ($EARN_{t-1}$) を基準値とするものである。その場合、 $PME_t < 0$ もしくは $PME_t < EARN_{t-1}$ のときに、経営者は利益を上方へ制御するだろうと予測する。つまり、経営者は基準値を達成するために利益検出型の会計政策を行うだろうと予測する。また反対に、次期以降の目標利益水準を満たす可能性を増大させるため、 PME_t がゼロあるいは $EARN_{t-1}$ を大きく上回る場合に経営者は利益を下方へ調整しようとするだろうと考えられる。ここで「大きく上回る」水準とは、基準値を超えるサンプルのうち第3四分位数以上とする。

修正 Jones モデルによって計算した調整前利益に注目すると、基準値をゼロに設定した場合、1,926社 (40.3%) が基準値以下に分類された。一方で、715社 (14.9%) が基準値以上に分類された。代替的に基準値を $EARN_{t-1}$ に対して設定した場合、2,322社 (48.5%) が基準値以下に分類され、632社 (13.2%) が基準値以上に分類された。基準値以下のサンプル数の違いは、利益の低下よりも損失を報告する企業のほうが少ないという事実を反映する。

これらを踏まえて本稿では Peasnell, Pope and Young [2000] のモデルを採用し、次式により検証を行う。

$$\begin{aligned}
 DAC_{it} = & \beta_1 + \beta_2 BELOW_{it} + \beta_3 HIGH_{it} + \beta_4 OUTDR \cdot B_{it} + \beta_5 OUTDR \cdot H_{it} + \\
 & \beta_6 OUTAD_{it} + \beta_7 BRDSIZE_{it} + \beta_8 OWN_{it} + \beta_9 TENURE_{it} + \beta_{10} LEV_{it} + \\
 & \beta_{11} LgA_{it} + D_Y + \varepsilon_{it} \quad \dots \dots (1)式
 \end{aligned}$$

DAC : 裁量的会計発生高

$BELOW$: 調整前利益が基準値を下回る場合に 1 をとり、それ以外ならばゼロ

をとる

HIGH : 調整前利益が基準値を大きく上回る(第3四分位数を超える)場合に1をとり、それ以外ならばゼロをとる

OUTDR・*B* : 取締役に占める社外取締役の比率に *BELOW* をかける

OUTDR・*H* : 取締役に占める社外取締役の比率に *HIGH* をかける

OUTAD : 監査役に占める社外監査役の比率

BRDSIZE : 取締役の人数

OWN : 役員の前平均持株比率

TENURE : 役員の前平均在職年数

LEV : $\frac{\text{負債}}{\text{総資産}}$

LgA : 総資産の自然対数

D_t : 決算期ダミー

なお、添字 *i* は個別企業、*t* は決算期を示す。

(1)式において *BELOW* は、調整前利益が基準値を下回る場合に1をとるダミー変数である。もし操作前の利益が基準値を下回る場合には、経営者は利益を捻出しようとするので、 β_2 は正になると予測する。また *HIGH* も同じくダミー変数で、調整前利益が基準値を大きく上回る場合に1をとる。その場合、経営者は翌期の基準値を達成するために当期の利益を圧縮しようとするので、 β_3 は負になると予測する。

社外取締役の多い企業ほど経営者の裁量的会計行動が抑止されるならば、利益捻出型の場合には、経営者による上方への制御を抑止するために *OUTDR*・*B* と裁量的会計発生高は負の相関関係になると考えられる。また経営者が利益を圧縮しようとする場合には、それを抑止するため *OUTDR*・*H* と裁量的会計発生高は正の相関になると期待される。

加えて本稿では、ガバナンスに関連する四つの変数とコントロール変数として三つの変数を考慮する。

はじめに監査役に占める社外監査役の比率 (*OUTAD*) をモデルに加える。わ

が国企業の監督機関として取締役会と並んで監査役会が置かれている。監査役は会計監査人と連携しつつ（商法特例法第8条）、取締役の職務執行を監査することとされている（商法274条第1項）ことから、経営者に緊張感を与え、会計政策に対して規律効果を発揮することが期待される。一方でこうした期待とは裏腹に監査役監査の形骸化が叫ばれて久しい¹⁰⁾。監査役監査の強化を目的としてわが国では社外監査役の比率増大、任期延長などが行われている。そこで本稿では社外取締役と会計政策との関連性を探るため監査役に占める社外監査役の比率（OUTAD）を設定する。

次に取締役会の規模（BRDSIZE）と役員の平均在職期間（TENURE）を考慮する。取締役会の肥大化によって、取締役会の意思決定と監督機能が低下するといわれる。例えば東京弁護士会の調査では、取締役会の人数が多いことから生じる問題点として「意思決定が迅速でない」、「取締役会の機動的な開催ができない」、「取締役会の議論が活性化しない」などが挙げられている。また Beasley [1996] は取締役会の規模と財務諸表の不正の可能性が正の相関関係にあることを発見している。そこで本稿では、取締役会の人数が多いほど経営者の裁量的会計行動が誘発されると予想する。

また役員の平均在職期間（TENURE）も会計政策に影響を与える可能性がある。役員として一定年限の経験を積むことは、企業特種的な能力の獲得、社内情報の入手ルートの構築といった面で監督能力の向上に資すると考えられる。例えば Chotourou, Bedard, and Couteau [2001] は取締役の在職期間が長いほど、経営者の裁量的行動が抑止されるという結果を得ている。一方で在職期間が長くなると経営者からの独立性が低下し、経営者の裁量的会計行動を誘発しやすくさせる可能性もある。双方の可能性を考慮し、本稿では役員の平均在職期間（TENURE）の符号予測は行わない。

最後に取締役の株式所有比率（OWN）を加える。社外取締役が取締役会の過半数を占める米国と違い、わが国企業は社外取締役が1割程度と極端に少ない。そこで本稿では、社内取締役による株式所有にフォーカスをあて、その効果を予測する。

社内取締役の株式所有は、業績向上のインセンティブとなる反面、経営者の持株比率が大きい場合には、逆に裁量的会計行動を誘発させる可能性がある。例えば Kiein [2002] は CEO による株式所有が裁量的な会計行動を促進するということを発見している。そこで本稿では取締役による持株比率が大きいほど、経営者に利益を捻出するインセンティブを与えると予測する。

またコントロール変数として企業規模 (LgA)、負債比率 (LEV) を考慮する。規模の大きな企業ほど政治コストが増大することから、企業規模と会計政策は負の相関を示すと予測する。また DeFond and Jiambalvo [1994] は財務制限条項に関連するコストを避けるために利益の捻出を行うことを示唆する証拠を得ている。そこでそうした財務制限条項の危険性を捉える代理変数として負債比率 (LEV) をモデルに加える。

4 検証結果とその解釈

(1) 記述統計量と相関関係

本稿の検証に用いるサンプルの記述統計量および各説明変数間の相関関係は以下のとおりである。

表1 記述統計量

	DAC	OUTDR	OUTAD	BRDSIZE	OWN	TENURE	LEV	LgA
平均	-0.003	0.104	0.301	12.744	0.047	6.937	0.600	4.909
中央値	-0.001	0.071	0.250	11.000	0.007	6.300	0.616	4.815
標準偏差	0.058	0.131	0.247	6.017	0.088	3.150	0.218	0.624
1 Q	-0.030	0.000	0.000	9.000	0.002	4.500	0.450	4.466
3 Q	0.025	0.167	0.500	15.000	0.048	8.900	0.763	5.262

表1は説明変数の記述統計を表している。サンプルの平均取締役数 (BRDSIZE) は約12.7人であり、最も多いのがトヨタ自動車の58人であった。社外取締役 (OUTDR) の占める割合は平均して10.4%であった。また社外監査役比率 (OUTAD) の平均値は、30.1%であり、役員の平均在職期間 (TENURE) は

表2 説明変数の相関関係

	BRDSIZE	OUTDR	OUTAD	OWN	TENURE	LEV	LgA
BRDSIZE	1						
OUTDR	-0.07	1					
OUTAD	-0.03	0.26	1				
OWN	-0.20	0.09	0.12	1			
TENURE	-0.19	-0.18	-0.10	0.42	1		
LEV	0.13	0.06	-0.01	-0.19	-0.26	1	
LgA	0.63	-0.12	-0.02	-0.30	-0.18	0.20	1

相関係数が0.3以上のものは、太字で表示。

6.9年であった。

説明変数の相関関係は表2で表されている¹¹⁾。

(2) 検証結果

(1)式の検証結果は表3のとおりである。BELOWは1%水準で裁量的会計発生高と有意な正の相関を示しており、予測と一致する。つまり調整前利益が負の場合に、経営者は利益を上方へシフトさせるような利益捻出型の会計政策を行っていると考えられる。同様にHIGHも1%で裁量的会計発生高と有意な負の相関関係を示しており、予測と一致する。すなわち調整前利益が十分に高い場合には、経営者は次期以降の基準値を満たすために利益を圧縮させるという予測と一致する。

次に社外取締役の比率（OUTDR）と裁量的会計発生高の関係をみてみよう。基準値を前期利益とした右列からみていただきたい。OUTDR・B、OUTDR・Hはそれぞれ10%、5%で利益の捻出、圧縮を促進させる方向へ働いていることがわかる。一方で基準となる利益水準をゼロと置いた場合、OUTDR・Bは有意な相関を示さなかった。Peasnell, Pope and Young [2000], Klein [2002]は社外取締役は会計政策を抑止するという結果を示した。一方で本稿の検証結果は、社外取締役の多い企業ほど、経営者の裁量的会計行動が誘発されるという仮説を支持するものともいえる。

表3 検証結果

基準値	0		EARN _{t-1}	
	係数	t	係数	t
定数	-0.003	[-0.43]	-0.007	[-1.13]
BELOW	0.049	[29.93]***	0.049	[30.79]***
HIGH	-0.059	[-25.25]***	-0.057	[-22.68]***
OUTDR・B	0.011	[1.45]	0.014	[1.89]*
OUTDR・H	-0.030	[-2.68]***	-0.031	[-2.53]**
OUTAD	0.007	[2.82]***	0.006	[2.26]**
BRDSIZE	0.0004	[3.33]***	0.0003	[2.50]**
OWN	0.071	[8.33]***	0.049	[5.78]***
TENURE	-0.0002	[-0.94]	-0.0004	[-1.50]
LEV	-0.037	[-11.92]***	-0.014	[-4.58]***
LgA	-0.0004	[-0.31]	-0.003	[-1.89]*
修正 R ²	0.427		0.424	
F	298.505		294.424	

[] は t 値, *10%水準で, **5%で有意, ***1%で有意

続いて社外監査役比率 (OUTAD), 取締役会の規模 (BRDSIZE), 役員の株式所有 (OWN) をみてみよう. 三つとも 1%水準で有意な正の相関を示した. しかし取締役会の規模, 社外監査役比率は統計的に有意ではあるものの係数はその他の変数に比して小さい. 一方, 役員の株式所有比率の係数はコントロール変数のなかで最も高く, 利益捻出のインセンティブとして機能していると考えられる. また役員の平均在職期間 (TENURE) は有意な相関を示さなかった.

負債比率 (LEV) は予測と異なり 1%水準で有意な負の相関を示した. また企業規模 (LgA) も基準値が前期利益の場合には10%水準で有意な負の相関を示したものの, 基準値がゼロの場合には有意とはならなかった.

5 グループガバナンスと裁量的会計行動

前節の分析から, わが国では社外取締役の多い企業ほど会計政策が誘発されるという結果が得られた. なぜわが国では社外取締役の多い企業ほど会計政策が誘発されるのだろうか. これを掘り下げるのが次のステップである.

(1) 分解モデル

わが国では従来から親会社，系列企業および取引関係にある企業からの相互役員派遣の多さが指摘されている¹²⁾。企業系列総覧によれば，全上場企業の社外役員数に占める6大企業集団（三井，住友，三菱，芙蓉，第一勧銀，三和）の派遣役員数は52.6%に達する（1998年度）。ここからわが国企業グループ間での相互役員派遣の一端が垣間見られる¹³⁾。

また東京弁護士会会社法部の調査によれば，社外取締役の存在する331社についてその出自を質問したところ，社外取締役のうち最も多いのが親会社等の関係者で全体の4割近くに達するという結果が得られた。次に多いのが取引会社関係者（21.9%）であり，3番目が同一グループ内の関係者（17.1%）である。また銀行関係者は9.0%であった。つまり合計すると，社外取締役のうち9割近くが何らかの利害関係をもっており，そのうち約6割が同一グループ関係者であることになる。それに対して利害関係のない経済人は全体の6.8%に留まっている。

ここから三つのグループが浮かび上がる。親会社を含むグループ企業，取引企業などその他事業会社，銀行関係者である。そこでこうしたわが国役員の実態を考慮し，(1)式を以下のように三つのモデルに分解する。

$$DAC_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 BELOW_{it} + \gamma_3 HIGH_{it} + \gamma_4 OUTDR \cdot B \cdot S_{it} + \gamma_5 OUTDR \cdot H \cdot S_{it} + \sum_{k=1}^n \gamma_k Controls_i + \varepsilon_{it} \quad \dots\dots(2)式$$

$$DAC_{it} = \theta_1 + \theta_2 BELOW_{it} + \theta_3 HIGH_{it} + \theta_4 OUTDR \cdot B \cdot C_{it} + \theta_5 OUTDR \cdot H \cdot C_{it} + \sum_{k=1}^n \theta_k Controls_i + \varepsilon_{it} \quad \dots\dots(3)式$$

$$DAC_{it} = \lambda_1 + \lambda_2 BELOW_{it} + \lambda_3 HIGH_{it} + \lambda_4 OUTDR \cdot B \cdot F_{it} + \lambda_5 OUTDR \cdot H \cdot F_{it} + \sum_{k=1}^n \lambda_k Controls_i + \varepsilon_{it} \quad \dots\dots(4)式$$

(2)–(4)式では，(1)式の $OUTDR \cdot B$ ， $OUTDR \cdot H$ という二つの変数に SAME, CORPORATE, FINANCIALS という三つの変数をかけあわせることにより，

計6つの変数を作成している。Controlsは(1)式と同様のコントロール変数である。

ここでSAME(S)は関係企業からの役員受け入れを表す変数である。サンプル企業ごとに親会社やグループ企業を把握することは煩雑なため、本稿では画一的に判断できる規準を用いる。すなわち親会社やグループ企業は複数の役員を送り込む可能性が高いことに着目し、例えばA社(取締役10人)の社外取締役4人のうちB社を母体とする取締役が3人であったならば、当該取締役を一定の利害関係のある企業から派遣・受け入れた取締役とみなす。この方法により取締役に占めるグループ企業からの受け入れ比率を算出する。

では親会社やグループ企業からの役員派遣は会計政策にどのような影響を与えるのだろうか。二つのロジックが考えられる。一つは過度の規律となる側面である。グループ企業の業績が悪いのを見かねて、親会社や兄弟企業が役員を送り込む。いわば直接的なコントロールである。もしこれが経営者に過度なプレッシャーを与えることになれば、会計政策を駆使するインセンティブを生じさせる可能性がある。

いま一つのロジックは派遣先企業に緩みをもたらすという側面である。わが国の企業では定年を迎えたり、本社で昇格する見込みのなくなった親会社の役員を、慰労的に関係会社の役員として転出させるという人事慣行が蔓延しているといわれる¹⁴⁾。こうした慣行はグループ企業のモチベーションを低下させ、ともすれば経営者の規律を失わせることにもなりかねない。いずれの論理にせよ、経営者にとって会形政策を誘発する土壌になりうると考えられる。

次にCORPORATE(C)は社外取締役に占める一般事業会社出身者からSAME(S)を引いた人数を取締役数で除した値である。A社の例でいえば、4人の社外取締役のうち出身企業の異なる1人を、その他の事業会社を母体とする社外取締役(C)としてカウントする。先ほどの考え方により本稿では、SAME(S)によって抽出された同一企業出身の社外取締役のほうが、それ以外の一般事業会社から受け入れた社外取締役(C)よりも会計政策を誘発させる可能性が高いと予測する。

最後に FINANCIALS (F) は取締役に締める金融機関出身者の比率である、銀行によるチェックは取締役会の形骸化を補ってきたことが指摘される。そこで銀行によるモニタリングが機能していれば、会計政策が抑止されると考えられる。

(2) 検証結果

(2)-(4)式の検証結果は表4で示されている¹⁵⁾。SAME (S) は利益の捻出あるいは圧縮を誘発するという有意な結果が得られた。一方CORPORATE (C) は、利益の圧縮と有意な相関を示したものの、利益捻出型では統計的に有意ではなかった。

双方の係数を比較すると、グループ関係取締役 (S) の係数がその他事業会社からの取締役 (C) のそれよりも大きいことがわかる。つまり社外取締役に占めるグループ関係者の比率の多い企業のほうが、より会計政策が誘発される土壌と

表4 検証結果

	(2)式		(3)式		(4)式	
定数	-0.003	[-0.55]	-0.003	[-0.52]	-0.003	[-0.40]
BELOW	0.049	[33.45]***	0.049	[31.01]***	0.050	[33.70]***
HIGH	-0.061	[-29.89]***	-0.060	[-27.41]***	-0.063	[-31.40]***
OUTDR・B・S	0.058	[2.19]**				
OUTDR・H・S	-0.066	[-2.00]**				
OUTDR・B・C			0.012	[1.41]		
OUTDR・H・C			-0.026	[-2.22]*		
OUTDR・B・F					0.060	[1.27]
OUTDR・H・F					0.080	[1.32]
BRDSIZE	0.0005	[3.38]***	0.0004	[3.31]***	0.0005	[3.46]***
OUTAD	0.007	[2.78]***	0.008	[2.79]***	0.007	[2.62]***
OWN	0.069	[8.14]***	0.071	[8.39]***	0.067	[7.88]***
TENURE	-0.0002	[-0.65]	-0.0002	[-1.00]	-0.0002	[-0.73]
LEV	-0.037	[-11.96]***	-0.038	[-12.04]***	-0.038	[-12.08]***
LgA	-0.0003	[-0.23]	-0.0002	[-0.17]	-0.0005	[-0.33]
修正 R ²	0.427		0.427		0.427	
F	298.421		298.131		297.575	

[] は t 値、*10%水準で、**5%で有意、***1%で有意

なりやすいことを示唆している。

一方で FINANCIALS (F) は経営者の裁量的会計行動と有意な相関を示さなかった。この結果は予測と一致しないまでも、金融関係者は少なくとも会計政策を誘発する方向には作用しないということを示唆する。

6 まとめと課題

本稿の分析から、社外取締役の多い企業ほど経営者の裁量的会計行動が誘発されるという結果が得られた。なかでも親会社やグループ企業など特定の企業から多く役員を受け入れている企業ほど裁量的会計行動が誘発されやすいということを示唆する結果が得られた。この結果は米国と幾分異なる、わが国特有のグループガバナンスの一端を示しているともいえるのではないだろうか。

本稿の貢献は次の二つである。一つは会計政策研究とコーポレート・ガバナンス研究に対してであり、いま一つは実務・制度設計に対してである。前者についていえば、わが国企業において、社外取締役が財務報告プロセスならびに会計政策に影響を与えることを実証的に示した。そしてその原因がわが国固有のガバナンス構造にある可能性を示した。

後者は社外取締役を有効に機能させるためにはどのような制度設計が必要か、という問題に対する示唆である。米国では経営者の個人的な利害関係が問題となるのと異なり、わが国では親会社やグループ会社、取引先との利害関係を考慮した制度設計の必要性を示している。特に財務報告プロセスに対しては財務専門家の登用や、監査役、会計監査人との連携強化なども重要な検討課題となろう。

ただし本稿の結論は以下の点で暫定的なものである。まず裁量的会計発生高の推定に関して、本稿で活用した修正 Jones モデルのほかにも、いくつかのモデルが提示されている。しかし、いずれのモデルも完全とはいえず、日本企業の実態をよりよく反映したモデルの確立が求められる。

また本稿では役員派遣・受け入れを抽出する方法を提示し、一定の有効性を示したものの、その関係が親子関係にあるのか、兄弟企業か、あるいは資本関係のない企業かまでは特定していない。これらの点は筆者に課せられた今後の課題で

ある。

- 1) 会計政策とは「経営者が一定の目的を達成するために、会計数値を戦略的に制御する」ことをさす(伊藤 [1996], 550頁)。わが国では中野 [1996] や中條 [2001], 加賀谷 [2003], 野間 [2002] など会計発生高を用いた会計政策研究の蓄積が進みつつある。またコーポレート・ガバナンスと会計の関係については、伊藤 [1994] で詳細に議論されている。
- 2) たとえば監査役制度を維持するキャノンの御手洗社長は「(米国型制度は) 理論的には理解できる。しかし、現実に機能するかは疑問だ」という。一方、オリックスの宮内社長は「日本の監査役には決定権がない。それなのに大多数の企業で統治改革の名で起っているのは人数が多すぎる取締役を減らし、任期が4年に延びた監査役を増やすことだ」として現行制度の維持に疑問を呈する(『日本経済新聞』2003年6月24日)。
- 3) Permanent Subcommittee on Investigation of the Committee on Governmental Affairs [2002]
- 4) Ibid, pp.11-14.
- 5) Special Investigative Committee of the Board of Directors of Enron Corp. [2002], pp.162-163.
- 6) わが国では、取締役は最低でも3人必要であり(商法255条)、任期は1年以下と規定されている(商法255条)。取締役は、取締役会の決議によって業務執行に関する会社の意思決定を行うとともに、業務執行にあたる代表取締役と業務担当取締役を監督する(商法260条)。
- 7) 改正商法では社外取締役は、「取締役がその会社の業務を執行せざる取締役にして過去のその会社又は子会社の業務を執行する取締役、執行役又は支配人その他の使用人となりたることなくかつ現に子会社の業務を執行する取締役もしくは執行役又はその会社もしくは子会社の支配人その他の使用人にあらざるもの(商法188条7号ノ2)」と規定されている。
- 8) 日本のチェック機構の形骸化については伊藤 [1993] に詳しい。
- 9) このことを検証した研究として DeGeorge et al. [1999] は、調整前利益が目標となる利益水準を超過した場合には、報告利益を減少させるような操作がシステムテックに経営者にみられることを発見した。
- 10) 伊藤 [1993] を参照。
- 11) 多重共線性の疑いがあるため、SIZE を除外したモデルでも検証したところ同様の結果が得られたため、本稿では SIZE を含めた結果のみを示すことにする。

- 12) 『企業系列総覧2000』東洋経済新報社, 34-35頁および68-75頁参照.
- 13) 『企業系列総覧2000』東洋経済新報社, 26頁.
- 14) 伊藤 [1999], 31頁.
- 15) 本節では第3節の結果を踏まえて, 基準値を前年度利益として分析している.

参考文献

- 伊藤邦雄「日本の会社制度とチェック機構—新たな日本型モデルを求めて—」『ビジネスレビュー』第40巻3号, 1993年3月.
- 「コーポレート・ガバナンスの現状と課題」『企業会計』第40巻2号, 1994年2月.
- 『会計制度のダイナミズム』岩波書店, 1996年.
- 『グループ連結経営』日本経済新聞社, 1999年.
- 加賀谷哲之・伊藤邦雄「企業価値経営論(5)」『一橋ビジネス・レビュー』第50巻3号, 2002年WIN.
- 大村敬一・増子信「わが国企業の経営パフォーマンスとコーポレートガバナンス—コーポレートファイナンスの視点からのアンケート調査—」『フィナンシャル・レビュー』第54巻, 2001年1月.
- 大柳康司・関口了「コーポレート・ガバナンスと企業業績との関係—社外取締役・社外監査役・執行役員制に関するアンケート調査—」『商事法務』第1594号, 2001年5月.
- 加賀谷哲之「財務危機企業の連結関係会計政策(一)」『会計』第164巻6号, 2003年12月.
- 「財務危機企業の連結関係会計政策, (二・完)」『会計』第165巻1号, 2004年1月.
- 財務省財務総合政策研究所『進展するコーポレート・ガバナンス改革と日本企業の再生』2003年6月.
- 寺本義也編『日本企業のコーポレートガバナンス』生産性出版, 1997年.
- 東京弁護士会会社法部「執行役員・社外取締役の実態調査⑤」『取締役の法務』, 2000年11月.
- 中條祐介「会計ビッグバンとマイクロ会計政策」『会計』第160巻5号, 2001年11月.
- 中野誠「コーポレート・ガバナンスと会計行動—メインバンク・テークオーバーに見る「従業員主権モデル」の有効性の分析」『経済と貿易』第171号, 1996年.
- 野間幹晴「コーポレート・ガバナンスと経営者の裁量の行動—株式保有構造を中心として—」『会計』第162巻5号, 2002年11月.
- Bhagat, S., and B. Black, "Board Independence and Long-term Firm Perform-

- ance,” Working paper, *Columbia Law School*, February 2000.
- Brugstahler, D., I. Dichev, “Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.24 No.1, 1997.
- Chotourou, S.M., J. Bedard, and L. Couteau, “Corporate Governance and Earnings Management” , *Working Paper, Fsegs, SFAX, Universite Laval*, April 2001.
- Dechow, P.M., R.G. Sloan and A.P. Sweeny, “Detecting Earnings Management,” *The Accounting Review*, Vol.61 No.2, April 1995.
- DeFond, M.L., Jiambalvo, J., “Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals,” *Jouranal of Accounting and Economics*, Vol.25 No.1-2, 1994.
- DeGeorge, F., J. Patel, R. Zechauer, “Earnings Management to Exceed Thresholds,” *Journal of Business*, Vol.72 No.1, January 1999.
- Hermalin, B., and M.S. Weisbach, “The Effects of Board Composition and Direct Incentives of Firm Performance,” *Financial Management*, Vol.20 No.4, 1991.
- Jones, J.J., “Earnings Management During Import Relief Investigations” , *Journal of Accounting Research*, Vol.29 No.2, Autumn 1991.
- Klein, A. “Audit Committee, Board of Director Characteristics, and earnings management,” *Journal of Financial Economics*, Vol.33 No.3, 2002
- Special Investigative Committee of the Board of Directors of Enron Corp., “Report of Investigation,” February 2002.
- Peasnell, K.V., P.F., Pope and S. Young, “Outside Directors, Board Effectiveness, and Earnings Management” , *Working Paper, Lancaster University*, April 1998.
- , “Board Monitoring and earnings management : Do outside directors influence abnormal accruals?,” *Working Paper, Lancaster University*, October 2000.
- Permanent Subcommittee on Investigation of the Committee on Governmental Affairs., “The Role of the Board of Directors in Enron’s Collapse,” August 2002.

〔2004年1月14日受稿

2004年2月19日レフェリーの審査をへて掲載決定〕

(一橋大学大学院博士課程)