

# 日本企業における取締役会の規模と 構成の決定要因

三輪 晋也  
(国士舘大学)

## 【要 約】

本稿では、東証一部上場企業のデータを利用して、日本の取締役会の規模や構成と関係を有する要因を特定するために実証分析を行った。なお、実証分析では、取締役会の規模として取締役会人数を、取締役会の構成として取締役会に占める社外取締役の比率を用いた。

実証結果から、取締役会の規模については、株式の持合い比率、外国人株主や社長の持株比率、企業規模、資産の時価・簿価比率、株価収益率の変動性などが、統計的に有意な決定要因として特定できた。また、取締役会の構成については、外国人株主や社長、社外取締役の持株比率、ストック・オプションの採否などが、統計的に有意な決定要因として特定できた。

キーワード：取締役会、社外取締役、株式の所有構造、ストック・オプション、コーポレート・ガバナンス（企業統治）

## 1. はじめに

1997年に、米国企業の経営機構を範として、ソニーが執行役員制を日本で初めて導入した。同制度の導入目的は、経営の意思決定・監督と業務執行を分離することにより、戦略的な意思決定を迅速化することである。同制度の導入に際し、ソニーでは取締役会の規模が大幅に縮小された。

ソニーの取締役会改革に倣い、多数の日本企業が執行役員制を導入し、肥大化した取締役会の規模を縮小した。また、一部の企業は、2003年施行の商法改正で規定された委員会等設置会社に移行し、取締役会の構成を、社外取締役を中心とした仕組みに改めた。

1997年以降、多数の日本企業が取締役会改革を実施したため、取締役会の規模や構成は変貌を遂げた。宮島・新田（2007）によれば、東証1部・

2部に上場している企業について、取締役会の平均人数が、1997年度は15.80人であるが、2004年度には9.82人に減少している。一方、社外取締役比率の平均は、1997年度は12.02%であるが、2004年度には17.31%に増加している。

それでは、どのような要因が日本企業の実証的取締役会の規模や構成に影響を及ぼしているのだろうか。米国企業を対象として、取締役会の規模や構成の決定要因を実証的に分析した先行研究は、Boone et al. (2007) や Coles et al. (2008), Lehn et al. (2003) 等いくつか存在する。しかし、日本企業を対象とした先行研究は、筆者の知る限り極めて少ない。本稿の目的は、日本企業における取締役会の規模や構成の決定要因を実証的に分析することである。

日本企業の実証的取締役会に影響を及ぼす要因について、実証的に分析した先行研究として、例えば、財務省財務総合政策研究所（2003）や宮島・新田

(2007)がある。これらの先行研究と本研究との相違点は次のとおりである。

財務省財務総合政策研究所(2003)は、アンケート調査から得られた情報に基づき、取締役会改革への取組みの積極度を指標化したコーポレート・ガバナンス・スコア(CGSbr)を被説明変数として、どのような要因がCGSbrに影響を及ぼすのか分析している。また、宮島・新田(2007)は、取締役会の規模縮小と社外取締役の機能強化の決定要因について、実証的に分析を行っている。具体的には、取締役会の人数が、1996年度と比較して30%以上削減された要因や、社外取締役比率が、1996年度と比較して10%以上増加した要因を分析している。一方、本稿では、Boone et al.(2007)と同様に、取締役会人数や社外取締役比率自体を被説明変数として、その決定要因を分析している。

近年、外国人株主を中心に、取締役会を通じた経営監視を強化するため、社外取締役の選任を求める声が強まっている。しかし、多数の日本企業は社外取締役の増員に消極的である。このような状況において、何が社外取締役の増減に影響を及ぼすのか分析することは、日本企業が最適なコーポレート・ガバナンスを構築する上で意義深いと思われる。

本稿の構成は次のとおりである。2節では、取締役会の規模や構成と、その決定要因との関係について検討する。3節では、実証分析の方法を説明した後、実証結果について検討する。4節は結論である。

## 2. 取締役会の規模と構成に影響を及ぼす要因

2節では、先行研究を概観することにより、取締役会の規模と構成が決定要因と如何なる関係を有するのか検討する。以下では、はじめに、

Boone et al.(2007)が実証分析で取り上げた決定要因について検討する。次に、彼らの分析では取り上げられていないが、日本企業の取締役会の規模や構成に影響を及ぼすと予想される要因について検討する。

### (1) Boone et al.(2007)が分析で取り上げた決定要因

Boone et al.(2007)は、①事業範囲の仮説、②モニタリングの仮説、そして③交渉の仮説の3つに分類して、取締役会の規模と構成の決定要因について実証分析を行った<sup>(1)</sup>。以下では、彼らの分類に従い、取締役会の規模および構成の決定要因について検討する<sup>(2)</sup>。

#### (a) 事業範囲の仮説

事業範囲の仮説と関連する要因の1つとして、Boone et al.(2007)は企業規模(LASS)を取り上げている<sup>(3)</sup>。彼らによれば、製造ラインの増設や新しい販売地域の開拓により、企業規模は大きくなり、これに伴い組織の複雑化や階層化も進む。このように規模が拡大した企業では、取締役会が経営者を適切に監視するのに、より多くの情報が必要となる<sup>(4)</sup>。また、企業経営に関する情報の収集・分析能力を高めるため、内情に精通した取締役が登用されるので<sup>(5)</sup>、取締役会の規模(BSIZE)は大きくなると予想される<sup>(6)</sup>。

また、Lehn et al.(2003)によれば、企業規模の拡大により、エージェンシー問題が深刻化する。なぜなら、企業規模が大きくなると、組織が複雑になり、外部株主と経営者の間の情報の非対称性の程度が大きくなるからである。さらに、企業規模の拡大により経営者の裁量下にある資産が増加することも、エージェンシー問題が生じる原因の一つと考えられる。社外取締役は、経営者からの独立性が高いので、経営者の行動を適切に監視し、エージェンシー問題を緩和することが期待される。したがって、規模の大きな企業ほど、社外取締役

表 1 変数の定義と予想される符号

	BSIZE	LNBSIZE	INDDIR	OUTDIR
FO	-	-	+	+
CROSS	+	+	-	-
TMO	-	-	-	-
ODO			+	+
LASS	+	+	+	+
FCF	+	+	+	+
LNQ	-	-	-	-
HRD	-	-	-	-
VOL	-	-	-	-
SO	-	-	+	+

(注) 変数の定義は次のとおりである。

BSIZE (取締役会の規模) = (取締役会人数)

LNBSIZE (取締役会人数の自然対数) = (取締役会人数の自然対数)

INDDIR (独立取締役比率) = (銀行, 支配会社, 関係会社に職務経験がある社外取締役, 相互派遣の社外取締役, あるいは他社で社長級の役職を持つ社外取締役を除く社外取締役の人数) / (取締役会人数)

OUTDIR (社外取締役比率) = (社外取締役の人数) / (取締役会人数)

FO (外国人株主の持株比率) = (外国人の保有株式数) / (発行済み株式数)

CROSS (株式の持合い比率) = (相互株式保有が可能な公開会社による株式保有比率合計) (ニッセイ基礎研算出)

TMO (社長の持株比率) = (社長級の役員の保有株式数) / (発行済み株式数)

ODO (社外取締役の持株比率) = (社外取締役の保有株式数) / (発行済み株式数)

LASS (企業規模) = (総資産の自然対数)

FCF (フリー・キャッシュフロー比率) = {(営業キャッシュフロー) + (投資キャッシュフロー)} / (総資産)

LNQ (資産の時価・簿価比率の自然対数) = (資産の時価・簿価比率 (Q = {(株式時価総額) + (負債合計)} / (総資産))) の自然対数

HRD (研究開発費のダミー変数) = (研究開発費比率 (RD = (研究開発費) / (総資産)) が第1四分位点より高い場合は1の値を, 第1四分位点以下の場合は0の値をとる)

VOL (株価収益率の変動性) = (過去3年間の株式トータル・リターン (日次ベース) の標準偏差)

SO (ストック・オプション採否のダミー変数) = (企業がストック・オプション制を導入している場合は1の値を, 導入していない場合は0の値をとる)

を積極的に登用すると予想される<sup>(7)</sup>。

#### (b) モニタリングの仮説

Raheja (2005) は, 取締役会の構造に関するモデルを構築し, 次の理論的帰結を導出した。つまり, 取締役による追加的なモニタリングの正味便益は, 経営者が私的便益を消費する機会の拡大とともに増加するが, モニタリング費用の増加とともに減少する。したがって, 経営者による私的便益の消費の機会が大きく, モニタリング費用が低いとき, 取締役会に多数の社外取締役が登用され, 取締役会の規模が大きい状態が最適となる。よって, BSIZE と社外取締役の比率 (OUTDIR) は, ともに経営者の私的便益と正の関係を有し, モニタリング費用と負の関係を有するのである。

本稿では, 経営者の私的便益と関連する代理変

数として, フリー・キャッシュフロー比率 (FCF) を取り上げる。また, モニタリング費用と関連する代理変数として, 資産の時価・簿価比率 (Q), 研究開発費比率 (RD), そして株価収益率の変動性 (VOL) を取り上げる。

はじめに, FCF を経営者の私的便益の代理変数とする根拠について説明する。Jensen (1986) によれば, 経営者が私的便益のためにフリー・キャッシュフローを利用する可能性がある。このような可能性により, 経営者と株主の間にエージェンシー問題が生じるので, フリー・キャッシュフローを, 経営者の私的便益の消費機会の代理変数として用いる。

フリー・キャッシュフローの増加とともに, 経営者の私的便益の消費機会が拡大すると, 取締役

会による経営者に対するモニタリングの機能を高める必要がある。したがって、BSIZE や OUTDIR は、FCF と正の関係を有すると予想される<sup>(8)</sup>。

次に、Q, RD, そして VOL を、モニタリング費用の代理変数とする根拠について説明する。Q や RD が高い企業では、成長機会が大きいと予想される。一般に、成長機会が大きい企業では、外部者が将来の収益性などを正確に評価するのが難しく、そのような評価には多額の費用が必要となる。また、VOL は企業が置かれた市場環境の不確実性を反映しており、VOL が高まると、経営者の業績を評価することが困難となる。以上から、Q や RD, VOL が大きくなると、経営者に対するモニタリングの費用は増加する可能性が高い。

モニタリング費用が増加すると、取締役会の規模は縮小し、社外取締役の登用は抑制される<sup>(9)</sup>。したがって、モニタリング費用と正の関係を有する Q<sup>(10)</sup>, RD<sup>(11)</sup>, そして VOL は<sup>(12)</sup>, BSIZE および OUTDIR と負の関係を有すると予想される<sup>(13)</sup>。

### (c) 交渉の仮説

経営者と取締役会との交渉の視点から、経営者の影響力や取締役会の構成の関係について考察した先行研究として、Hermalin and Weisbach (1998) と Kieschnick and Moussawi (2004) がある。

Hermalin and Weisbach (1998) は、取締役会の構造を、CEO と取締役の交渉の結果として捉え、理論モデルを構築している。彼らが導いた命題によれば、CEO が付加する株主価値が大きくなり、取締役会が CEO を高く評価するほど、取締役会は CEO に対する監視活動を実施せず、取締役会の CEO からの独立性は低下する。CEO は自身に忠実な人物を取締役として登用することにより、自身が解任される確率を低下させることができる。したがって、CEO は、社内取締役を取締役に配置するために影響力を行使する可能性がある。

また、Kieschnick and Moussawi (2004) は、米国企業を対象とした実証分析を行い、経営者が議案の採否に多大な影響を及ぼす企業では、社外取締役比率が低いことを示した。この結果は、経営者の影響力が大きくなれば、取締役会の経営者からの独立性は低下することを示唆している。

以上の先行研究から、OUTDIR は、社長の影響力と負の関係を有し、社長の影響力を制限する要因と正の関係を有すると予想される。なお、次節の実証分析では、社長の影響力の代理変数として、社長の持株比率 (TMO) を取り上げ、社長の影響力を制限する要因として、社外取締役の持株比率 (ODO) を取り上げる。

TMO が高い場合、社長は株主総会での議決権の採否に大きな影響力を及ぼすことができる。このため、社外取締役の登用が抑制される可能性が高い<sup>(14)</sup>。一方、ODO が高い場合、社外取締役に株主価値を高めるインセンティブが与えられている。したがって、株主の利益に適った行動を経営者に取らせるために、社外取締役の増員が行われる可能性が高い<sup>(15)</sup>。

## (2) Boone et al. (2007) が分析で取り上げなかった決定要因

以下では、Boone et al. (2007) は取り上げなかったが、日本企業の取締役会の規模や構成に影響を及ぼすと予想される決定要因について検討する。

はじめに、外国人株主の株式所有が取締役会の規模や構成に及ぼす影響について検討する。バブル崩壊以降、外国人株主は日本企業に対して積極的な投資を行い、その持株比率を高めている。外国人株主は、年金基金や投資信託を運用している場合が多く、受託者責任を果たすため、議決権の行使や株主提案などにより、投資先企業に対して影響を及ぼす。例えば、外国人株主は、経営が効率的に運営されるように、投資先企業に対して取

締役会改革を要求することがある<sup>(16)</sup>。また、外国人株主の持株比率（FO）が高い日本企業では、外国人株主から理解が得られる透明性の高い組織に改めるため、自発的に取締役会改革を行う可能性もある。したがって、FOの増加により、BSIZEは小さくなり、OUTDIRは高くなると予想される。

次に、株式の持合いが取締役会の規模や構成に及ぼす影響について検討する。一般に、株式の持合いにより、敵対的な乗っ取りが行われる可能性が低くなり、株式の持合いをしている企業の経営者に、外部株主から規律が与えられない<sup>(17)</sup>。このため、株式の持合いを積極的に行う企業では、取締役会改革に消極的となり、株式の持合いに消極的な企業と比べて、BSIZEは大きく、OUTDIRは低いと予想される。

最後に、ストック・オプションが取締役会の規模や構成に及ぼす影響について検討する。ストック・オプションは、一定の権利行使価格で自社の株式を購入できる権利である。経営者や従業員などにストック・オプションを付与することにより、彼らに株価を意識した経営を行わせることができると予想される<sup>(18)</sup>。

ストック・オプションを付与された取締役は、迅速な意思決定を実現し、株価を高めるために、取締役会改革に積極的に取り組む可能性がある。このような改革により、肥大化した取締役会の規模が縮小したり、社外取締役比率が高まるであろう。したがって、ストック・オプションの採用企業では、不採用の企業と比べて、BSIZEは小さく、OUTDIRは高いと予想される。

### 3. 実証分析

#### (1) 実証分析の方法

本稿の実証分析では、2005年7月と2006年8月時点における東京証券取引所一部上場企業のデー

タを利用する。データの出所は、NEEDS（日本経済新聞社の総合経済データバンク）およびNEEDS-Cges（コーポレート・ガバナンス評価システム）に収録されている明細データと指標データである。サンプルから欠損値などデータに不備がある観測値を除外したため、本稿のサンプルの大きさは1,238となった。

取締役会の規模や構成の決定要因を分析するため、取締役会の規模（BSIZE 2006あるいはLNBSIZE 2006）を被説明変数とする回帰モデルと、取締役会に占める社外取締役の比率（OUTDIR 2006あるいはINDDIR 2006）を被説明変数とするトービット・モデルを利用する<sup>(19)</sup>。回帰モデルには、説明変数として、FO 2006, CROSS 2006, TMO 2006, LASS 2006, FCF 2006, LNQ 2006, HRD 2006, VOL 2006, SO 2006, OUTDIR 2005, ROA 2005を組み込んだ。なお、説明変数のOUTDIR 2005とROA 2005は制御変数であり、1期前の変数である<sup>(20)</sup>。他方、トービット・モデルには、説明変数として、FO 2006, CROSS 2006, TMO 2006, ODO 2006, LASS 2006, FCF 2006, LNQ 2006, HRD 2006, VOL 2006, SO 2006, LNBSIZE 2005, ROA 2005を組み込んだ。なお、LNBSIZE 2005とROA 2005は制御変数であり、1期前の変数である。

#### (2) 実証結果の検討

はじめに、推定式に産業ダミー変数を組み込まなかった場合の実証結果について検討する。表3のAから、BSIZE 2006を被説明変数とする推定式（以下では、(1)式と呼ぶ）において、FO 2006, CROSS 2006, そしてTMO 2006の係数は、それぞれ負、正、負であり、全て5%の有意水準で統計的に有意である。これらの実証結果は、取締役会の規模が株式の持合い比率と正の関係があり、外国人株主や社長の持株比率と負の関係があることを示しており、前節の予想と一致してい

表2 記述統計（観測値の数：1238, 2006年8月時点）

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
(1)コーポレート・ガバナンス				
OUTDIR	0.0793	0.1279	0.0000	0.7143
INDDIR	0.0505	0.0986	0.0000	0.6364
BSIZE	9.9911	4.0027	3.0000	31.0000
LNBSIZE	0.8436	0.3018	0.2827	2.1584
SO	0.3191	0.4663	0.0000	1.0000
(2) 株式の所有構造				
FO	0.1491	0.1241	0.0021	0.7651
CROSS	0.0888	0.0808	0.0000	0.4910
TMO	0.0217	0.0549	0.0000	0.4847
ODO	0.0001	0.0006	0.0000	0.0111
(3) その他の変数				
LASS	25.4054	1.3145	20.8517	30.1984
FCF	0.0152	0.0722	-0.9510	0.4950
LNQ	0.2731	0.3339	-0.3241	3.0388
HRD	0.2504	0.4334	0.0000	1.0000
VOL	0.0218	0.0073	0.0052	0.0730
ROA	0.0648	0.0569	-0.1783	0.6132

る<sup>(21)</sup>。

これらの実証結果は、次のことを示唆している。第1に、外国人株主の持株比率が高い企業では、外国人株主が取締役会改革の実施を望んでいるため、取締役会の規模が小さい可能性がある。第2に、株式の持合いに積極的な企業では、外部株主から経営者に規律が与えられないため、取締役会改革が進まず、取締役会の規模が大きい可能性がある。第3に、社長の持株比率が高い企業では、社内取締役と株主との利害が一致していると予想される。しがたって、取締役会の規模を大きくして、経営者に対する監視機能を高める必要性が低い場合、取締役会の規模が小さい可能性がある。

LASS 2006, FCF 2006, LNQ 2006, そして HRD 2006 の係数は全て正である。また, LASS 2006 と LNQ 2006 の係数は 1% の有意水準で統計的に有意である<sup>(22)</sup>。

LASS 2006 については、事業範囲の仮説と一致している。この実証結果は、企業規模が大きな企業では、取締役会による経営者に対する監視活動が機能するように、取締役会の規模が大きい可

能性があることを示唆している。一方, LNQ 2006 については、モニタリングの仮説と一致していない<sup>(23)</sup>。

VOL 2006 と SO 2006 の係数は、ともに負であり、前者は 1% の有意水準で統計的に有意であり、後者は 10% の有意水準で有意ではない<sup>(24)</sup>。VOL 2006 の実証結果は、モニタリングの仮説と一致している。株価収益率の変動性が大きく、取締役会による経営者に対するモニタリングの費用が大きい企業では、その費用を削減するため、取締役会の人数を抑制している可能性がある。

最後に、OUTDIR 2005 と ROA 2005 の係数は、ともに負であり、それぞれ 1%、5% の有意水準で統計的に有意である。この結果は、一期前に社外取締役を積極的に登用している企業では、取締役会の規模が小さいことを示している。また、一期前に ROA が高い企業では、取締役会の規模が小さいことを示している<sup>(25)</sup>。

以上の実証結果が被説明変数の選択に依存するか否か確認するため、LNBSIZE 2006 を被説明変数とする推定式（以下では、(2)式と呼ぶ）を用

いた回帰分析も行った。その結果、係数の符号や統計的有意性は、(1)式の結果と概ね同様であり、頑健 (robust) であった。

次に、OUTDIR 2006 を被説明変数とするトービット・モデル (以下では、(3)式と呼ぶ) を用いた分析結果について検討する。FO 2006, CROSS 2006, TMO 2006, そして ODO 2006 の係数は、それぞれ正, 負, 負, 正であり, FO 2006

の係数は 10% の有意水準で、それ以外の係数は 1% の有意水準で統計的に有意である<sup>(26)</sup>。

FO 2006, CROSS 2006, TMO 2006, そして ODO 2006 の実証結果は、前節の予想と一致しており、次のことを示唆している。第 1 に、外国人株主の持株比率が高い企業では、外国人株主が社外取締役の増員を望んでいるため、社外取締役の登用に積極的である可能性がある。第 2 に、株式

表 3 トービット・モデルと最小 2 乗法を用いた分析結果 (観測値の数: 1238)

A. 推定式に産業ダミー変数を組み込まなかった場合

従属変数	BFSIZE2006	LNBSIZE2006	OUTDIR2006	INDDIR2006
独立変数	(1)	(2)	(3)	(4)
FO2006	-2.4902	-0.2456	0.1460	0.2634
t 値	-2.19**	-2.69***	1.74*	3.12***
CROSS2006	2.7956	0.2436	-0.3053	-0.1258
t 値	2.17**	2.25**	-2.82***	-1.11
TMO2006	-3.8621	-0.3199	-1.0523	-0.8273
t 値	-2.34**	-2.17**	-5.00***	-3.74***
ODO2006			54.6341	49.4713
t 値			4.84***	4.48***
LASS2006	1.3021	0.0365	0.0171	0.0162
t 値	12.30***	4.56***	2.20**	2.05**
FCF2006	0.4716	0.0555	0.1688	0.1447
t 値	0.38	0.52	1.45	1.22
LNQ2006	1.3033	0.1054	0.0796	0.0887
t 値	3.43***	3.23***	2.43**	2.64***
HRD2006	0.3250	0.0233	-0.0261	-0.0140
t 値	1.36	1.19	-1.36	-0.71
VOL2006	-93.2340	-7.8502	-1.8013	-0.3552
t 値	-6.81***	-6.67***	-1.33	-0.25
SO2006	-0.2766	-0.0231	0.0940	0.0966
t 値	-1.19	-1.21	5.12***	5.11***
LNBSIZE2005			-0.0550	-0.0491
t 値			-2.15**	-1.86*
OUTDIR2005	-2.7061	-0.1824		
t 値	-3.18***	-2.62***		
ROA2005	-5.1032	-0.3961	-0.5784	-0.4819
t 値	-2.21**	-1.99**	-2.77***	-2.30**
産業ダミー変数の有無	無	無	無	無
Adj R <sup>2</sup>	0.228	0.076		
Pseudo R <sup>2</sup>			0.144	0.155
F 値	29.89***	10.58***		
尤度比 (X <sup>2</sup> )			143.30***	139.59***

## B. 推定式に産業ダミー変数を組み込んだ場合

従属変数	BSIZE2006	LNBSIZE2006	OUTDIR2006	INDDIR2006
独立変数	(5)	(6)	(7)	(8)
FO2006	-1.4579	-0.1710	0.2154	0.3496
t 値	-1.26	-1.81*	2.55**	4.07***
CROSS2006	2.6235	0.2321	-0.1761	-0.0052
t 値	1.95*	2.05**	-1.62	-0.05
TMO2006	-4.5824	-0.4043	-1.2417	-0.9732
t 値	-2.81***	-2.78***	-5.89***	-4.38***
ODO2006			47.7403	43.6535
t 値			4.38***	4.07***
LASS2006	1.2494	0.0325	0.0043	0.0040
t 値	10.56***	3.55***	0.51	0.46
FCF2006	0.2925	0.0486	0.1776	0.1318
t 値	0.22	0.44	1.54	1.10
LNQ2006	1.3970	0.1174	0.0477	0.0526
t 値	3.45***	3.40***	1.43	1.52
HRD2006	0.6990	0.0575	-0.0052	0.0109
t 値	2.36**	2.40**	-0.24	0.48
VOL2006	-86.9997	-7.6453	-0.7832	0.4940
t 値	-5.76***	-5.82***	-0.54	0.33
SO2006	-0.3378	-0.0286	0.0940	0.0997
t 値	-1.43	-1.46	5.21***	5.28***
LNBSIZE2005			-0.0488	-0.0434
t 値			-1.90*	-1.62
OUTDIR2005	-2.4076	-0.1673		
t 値	-2.88***	-2.42**		
ROA2005	-7.4369	-0.6097	-0.5611	-0.4150
t 値	-3.13***	-2.96***	-2.69***	-1.97**
産業ダミー変数の有無	有	有	有	有
Adj R <sup>2</sup>	0.265	0.114		
Pseudo R <sup>2</sup>			0.227	0.230
F 値	11.37***	6.57***		
尤度比 (X <sup>2</sup> )			224.68***	206.68***

(注) (1) INDDIR と OUTDIR を被説明変数とする推定式に対しては、トービット・モデルを利用した。また、BSIZE と LNBSIZE を被説明変数とする推定式に対しては、最小2乗法を用いた。

(2) BSIZE と LNBSIZE を被説明変数とする推定式の t 値を計算するために、不均一分散に対する White (1980) の修正が行われている。

(3) \*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ 10%, 5%, 1% の有意水準で統計的に有意であることを示している。

の持合いに積極的な企業では、外部株主からの規律が経営者に与えられないため、社外取締役の登用に消極的な可能性がある。第3に、社長の持株比率が高い企業では、社長の影響力が大きいので、社長からの独立性が高い社外取締役の登用が抑制される可能性がある。第4に、社外取締役の持株

比率が高い企業では、株主の価値を高めるインセンティブが社外取締役に与えられている。したがって、当該企業では、社長の影響を抑制し、株主価値をさらに高めるために、社外取締役が指名委員会などで社外取締役を増員するように行動する可能性がある。

LASS 2006, LNQ 2006, そして SO 2006 の係数は、全て正であり、それぞれ、5%、5%、1%の有意水準で統計的に有意であった<sup>(27)</sup>。しかし、FCF 2006, HRD 2006, そして VOL 2006 の係数は 10%の有意水準で統計的に有意ではなかった。統計的に有意であった係数のうち、LASS 2006 と SO 2006 の係数は、前節の予想と一致していた。

以上の結果は次のことを示唆している。第 1 に、企業規模が大きくなると、エージェンシー問題が生じる可能性が高まるので、これを緩和するため、社外取締役が登用される可能性が高い。第 2 に、本稿の実証結果では、ストック・オプションの採用は社外取締役によるモニタリングと代替的な関係にあるのではなく、補完的な関係にある。ストック・オプションが経営者に付与されると、経営者に株主の利益を高めるインセンティブが与えられる。このため、社外取締役による経営者に対するモニタリングの必要性は低下すると予想される。しかし、本稿の実証結果では、日本企業が株主の利益をさらに高めるために、社外取締役の登用を積極的に行っている可能性がある。

本稿では、前節の予想と異なり、LNQ 2006 と OUTDIR 2006 が正の関係を有するという実証結果が得られた。LNQ 2006 を企業価値の代理変数と捉えれば、この実証結果は、企業価値が高い企業ほど、社外取締役の登用に積極的であることを示唆している。

最後に、LNBSIZE 2005 と ROA 2005 の係数は、ともに負であり、それぞれ 5%、1%の有意水準で統計的に有意である<sup>(28)</sup>。この結果から、一期前に、取締役会の規模が大きかったり、ROA が高い企業では、社外取締役の比率が低い可能性がある<sup>(29)</sup>。

以上の実証結果が被説明変数の選択に依存するか否か確認するため、INDDIR 2006 を被説明変数とするトービット・モデル（以下では、(4)式

と呼ぶ)を用いた分析も行った。CROSS 2006 の係数の符号が、10%の有意水準で統計的に有意ではなくなったことを除いて、係数の符号や統計的有意性は、(3)式の結果と概ね同様であった。

次に、(1)式から(4)式の推定式に産業ダミー変数を組み込んだ場合に、実証結果にどのような変化が現れるか確認した。はじめに、BSIZE 2006 を被説明変数とする推定式（以下では、(5)式と呼ぶ)と(1)式の実証結果を比較する。表 3 の B から、FO 2006 について、(1)式では統計的に有意であったが、(5)式では 10%の有意水準で統計的に有意ではなくなった。一方、HRD 2006 について、(1)式では統計的に有意ではなかったが、(5)式では 5%の有意水準で統計的に有意となった。これ以外の係数の符号や統計的有意性については、両式ともに概ね同様であった。

(6)式は、(5)式の被説明変数を LNBSIZE 2006 に変更した推定式である。(5)式では、FO 2006 の係数は統計的に有意ではないが、(6)式では、10%の有意水準で統計的に有意であった。これ以外の係数の符号や統計的有意性については、両式ともに概ね同様であった。

次に、OUTDIR 2006 を被説明変数とする推定式（以下では、(7)式と呼ぶ)と(3)式の実証結果を比較する。LASS 2006 と LNQ 2006 の係数は、(3)式では有意であったが、(7)式では 10%の有意水準で統計的に有意ではなかった。被説明変数を INDDIR 2006 に変更した推定式（以下では、(8)式と呼ぶ)の実証結果は、LNBSIZE 2005 の係数が 10%の有意水準で統計的に有意ではないことを除いて、(7)式の実証結果と概ね同様であった<sup>(30)</sup>。

以上から、推定式に産業ダミー変数を組み込むか否かにかかわらず、係数の符号や統計的有意性の点で、概ね同様の実証結果が得られた変数は、次のとおりである。取締役会の規模を被説明変数とする推定式については、FO 2006, CROSS

2006, TMO 2006, LASS 2006, LNQ 2006, VOL 2006, OUTDIR 2005, そして ROA 2005 である。また、社外取締役比率を被説明変数とする推定式については、FO 2006, TMO 2006, ODO 2006, SO 2006, LNBSIZE 2005, そして ROA 2005 である。

これらの結果から、株式の所有構造は日本の取締役会の規模や社外取締役比率を規定する要因である可能性が高い。また、企業規模や資産の時価・簿価比率などの企業特性は、取締役会の規模を規定する要因である可能性がある。一方、ストック・オプションの採否は、社外取締役比率を規定する要因である可能性がある。さらに、取締役会の規模が小さな企業では社外取締役の登用に積極的であり、経営者からの独立性が高い取締役会は、その規模が小さい可能性があることも示された。

#### 4. 終りに

本稿では、東証一部上場企業のデータを利用して、日本の取締役会の規模や構成と関係を有する要因を特定するために実証分析を行った。実証結果から、取締役会の規模と決定要因の関係について、次の点が明らかとなった。第1に、取締役会の規模は、株式の持合い比率と正の関係を有し、外国人株主および社長の持株比率と負の関係を有する可能性がある。これらの実証結果は、次のことを示唆している。外国人株主の持株比率が高い企業では、外国人株主が取締役会改革の実施を望んでいるため、取締役会の規模が小さい可能性がある。また、株式の持合いに積極的な企業では、株主から経営者に規律が与えられないため、取締役会改革が進まず、取締役会の規模が大きい可能性がある。さらに、社長の持株比率が高い企業では、社内取締役と株主との利害が一致していると予想される。したがって、取締役会の規模を大きくして、経営者に対する監視機能を高める必要性

が低い場合、取締役会の規模が小さい可能性がある。

第2に、取締役会の規模は企業規模と正の関係がある。この結果は、次のことを示唆している。組織が複雑化した大規模な企業では、取締役会が経営者を適切に監視するのに、より多くの情報が必要となる。当該企業では、情報の収集・分析能力を高めるため、取締役会の規模が大きくなった可能性がある。第3に、Boone et al. (2007) の仮説とは異なり、資産の時価・簿価比率が高い企業では、取締役会の規模が大きい可能性がある。第4に、株価値収益率の変動性が大きい企業では、取締役による経営者に対するモニタリングの費用が大きいと予想される。当該企業では、取締役によるモニタリングの費用を節減するため、取締役会人数が抑制されている可能性がある。

また、取締役会の構成と決定要因の関係について、次の点が明らかとなった。第1に、社外取締役比率は、外国人株主や社外取締役の持株比率と正の関係を有し、社長の持株比率と負の関係を有する可能性がある。これらの実証結果は、次のことを示唆している。外国人株主の持株比率が高い企業では、外国人株主が社外取締役の増員を望んでいるため、社外取締役の登用に積極的である可能性がある。また、社長の持株比率が高い企業では、社長の影響力が大きいので、社外取締役の登用が抑制される可能性がある。さらに、社外取締役の持株比率が高い企業では、株主の価値を高めるインセンティブが社外取締役に与えられている。したがって、当該企業では、社長の影響を抑制し、株主価値をさらに高めるために、社外取締役が指名委員会などで社外取締役を増員するように行動する可能性がある。

第2に、社外取締役比率は、ストック・オプションの採否と正の関係を有する可能性がある。この結果から、ストック・オプションが取締役や経営者に付与されると、彼らが株主の利益を高めるよ

うに動機付けられるので、社外取締役の登用が促進される可能性がある。

入手可能なデータに制約があったため、2005年と2006年以外のデータで実証分析を行った場合に、本稿と同様の実証結果が得られるのか確認していない。他のデータを用いた場合に、本稿で提示した仮説が支持されるのか検証することは、今後の課題としたい。

#### 【付 記】

本研究は、平成20年度に国士舘大学経営研究所より研究助成を受けて進められた研究成果の一部である。

#### 〈注〉

- (1) 次節の実証分析では、取締役会の規模として、取締役会人数 (BSIZE) と取締役会人数の自然対数 (LNBSIZE) を用いる。また、取締役会の構成として、取締役会に占める社外取締役の比率 (OUTDIR) と取締役会に占める独立取締役の比率 (INDDIR) を用いる。取締役会の規模と構成に対して、類似した2種類の変数を用いる理由は、異なる変数を用いても、同様の実証結果が得られるか確認するためである。
- (2) 本稿では、Boone et al. (2007) が取り上げた全ての決定要因を扱うのではなく、データの入手が可能な一部の決定要因を扱う。
- (3) 変数の定義式と予想される符号については、表1にまとめて掲載した。
- (4) 本稿の「経営者」は、代表取締役や執行役(員)のような「業務執行担当者」を指す。
- (5) Raheja (2005) によれば、社内取締役は企業に特有の情報を有しているが、私的便益を得ようとするため、そのインセンティブが歪められている。一方、社外取締役は、経営者からの独立性が高く、監視機能を果たすが、社内の実情に精通していない。
- (6) Coles et al. (2008) によれば、企業規模の拡大に伴い、企業組織が複雑化するので、取締役が経営者に助言する必要性は高まる。当該企業では、助言者として取締役を増員し、企業価値を高める。また、Yermack (1996) は、米国企業を対象とした実証分析を行い、企業規模が拡大すると、取締役会の規模も拡大することを示した。
- (7) Coles et al. (2008) は、取締役会に占める社内取締役の比率が、企業規模と有意な負の関係を有することを、実証分析により示した。この実証

結果は、企業規模の拡大により、社外取締役が登用される可能性が大きくなることを示唆している。

- (8) 本稿では、Boone et al. (2007) を参照してFCFの仮説を立てたが、この仮説を支持しない実証結果も存在する。例えば、Coles et al. (2008) の実証結果では、フリー・キャッシュフローは、取締役会の規模と有意な負の関係を有しており、社内取締役比率とは有意な関係を有していなかった。
- (9) Raheja (2005) によれば、モニタリング費用が高い企業では、取締役会の規模が小さく、社外取締役比率が低い。
- (10) Lehn et al. (2003) によれば、高成長企業では、取締役会による経営者に対するモニタリングの費用が高いため、取締役会の規模が小さくなる。また、高成長企業では、経営上の意思決定を行う際に、社内の事情に関する、多くの情報が必要となる。したがって、高成長企業では、内情に通じた社内取締役の比率が高くなる。Lehn et al. (2003) と Linck et al. (2008) の実証分析では、資産 (Linck et al. の分析では、「自己資本」を利用) の時価・簿価比率は、取締役会の規模と負の関係を有していた。また、資産 (同上) の時価・簿価比率は、Lehn et al. の実証結果では、社内取締役比率と正の関係を有し、Linck et al. の実証結果では、独立取締役比率と負の関係を有していた。これらの実証結果は本稿の仮説と一致している。
- (11) Coles et al. (2008) は、3段階最小2乗法を用いて、社内取締役比率が研究開発費ダミーと正の関係を有することを示した。このような実証結果が得られたのは、成長の可能性が高い企業では、社内の事情に通じた社内取締役が経営上の意思決定を行うことにより、企業価値をより高めることができるため、と解釈できる。
- (12) Coles et al. (2008) は、日次の超過収益率の変動性が取締役会の規模と有意な負の関係を有し、社内取締役比率と有意な正の関係を有することを、実証分析により示した。この実証結果は本稿の仮説と整合的である。
- (13) 次節の実証分析では、Boone et al. (2007) の分析方法に従い、資産の時価・簿価比率については、Qの自然対数 (LNQ) を用いる。また、研究開発費比率については、RDが第1四分位点より高い場合は1の値を、第1四分位点以下の場合には0の値をとるダミー変数 (HRD) を用いる。
- (14) Linck et al. (2008) によれば、社内取締役と株主の利害が一致すると、社内取締役が収益性の低い投資案を採択する可能性が低くなるため、社

外取締役によるモニタリングの必要性が低下する。その結果、取締役会の規模は小さくなり、社外取締役比率も低くなると予想される。彼らは、社内取締役の1人であるCEOが株式を所有することにより、社内取締役と株主の利害を一致させることができると考えている。彼らの考察から、TMOは取締役会の規模や社外取締役比率と負の関係を有する。

- (15) Raheja (2005) の理論分析によれば、社外取締役の持株比率が高いと、社外取締役が投資家の収益性などを評価・分析する場合の便益が高くなり、株主に対して分析結果を証明するコスト (verification cost) が低くなる。この証明コストが低い場合、取締役会の独立性は高くなる。この分析結果を踏まえて、Linck et al. (2008) は、社外取締役の持株比率が社外取締役比率と正の関係を有すると予想している。
- (16) 2008年7月24日付の日本経済新聞朝刊によれば、米カリフォルニア州職員退職年金基金 (カルパス) など欧米の有力な機関投資家は、経営者から完全に独立した社外取締役の増員を求める提言を行っている。
- (17) Hiraki et al. (2003) は、株式の持合いが企業価値と負の関係もつことを、実証分析により示した。
- (18) Kato et al. (2005) は、日本企業を対象とした実証分析を行い、ストック・オプションの導入により企業業績が向上する可能性があることを示した。
- (19) 変数の末尾の「2006」という数字は、2006年8月時点のデータを利用して作成した変数であることを示す。同様に、例えば、OUTDIR 2005 は、2005年7月時点のデータを利用して作成した変数である。
- (20) 推定式に組み込んだ制御変数の選択については、Boone et al. (2007) を参照した。
- (21) Boone et al. (2007) や Linck et al. (2008) の実証結果でも、取締役会の規模はCEOの持株比率と有意な負の関係を有していた。他方、日本企業を対象とした斎藤 (2002) の実証結果では、FOは取締役会の規模に統計的に有意な影響を及ぼしていなかった。
- (22) Boone et al. (2007) の実証結果では、取締役会の規模は研究開発費ダミーと有意な負の関係を有していた。しかし、取締役会の規模は企業規模と有意な正の関係を有しており、本稿の実証結果と同様である。また、三輪 (2008) や Coles et al. (2008) の実証結果でも、取締役会の規模と企業規模は有意な正の関係にあり、本稿の実証結果と同様である。
- (23) Boone et al. (2007) の2段階最小2乗法を用いた実証結果において、LNQは取締役会の規模に統計的に有意な負の影響を及ぼしていた。斎藤 (2002) の実証結果においては、業種効果を調整した資産の時価・簿価比率は、バブル期には取締役会の規模に正の影響を及ぼしており、本稿の実証結果と一致している。しかし、ポスト・バブル期には、その影響は統計的に有意ではなかった。
- (24) 三輪 (2008) では、取締役会の規模は、株価収益率の変動性およびストック・オプションの採否と有意な負の関係を有する。本稿の実証結果において、SO 2006の係数が有意とならなかった理由の1つとして、2006年以降にストック・オプション報酬の費用計上が実施されるようになり、ストック・オプションの採用を控える企業が増加したことが考えられる。
- (25) Boone et al. (2007) の実証結果では、取締役会の規模は一期前のROAとは有意な関係がなかった。また、Boone et al. (2007) や Linck et al. (2008) の実証結果では、取締役会の規模は一期前の独立取締役比率と正の関係があり、本稿の実証結果と一致していない。
- (26) 三輪 (2008) の実証結果でも、社外取締役比率は外国人株主の持株比率と有意な正の関係を有していた。他方、Boone et al. (2007) の実証結果では、独立取締役比率は、CEOの持株比率と有意な負の関係を有し、社外取締役の持株比率と有意な正の関係を有していた。また、Coles et al. (2008) の実証結果では、社内取締役比率がCEOの持株比率と有意な正の関係を有していた。これらの結果は本稿の実証結果と整合的である。
- (27) 三輪 (2008) の実証結果でも、社外取締役比率はストック・オプションの採否と有意な正の関係を有していた。この結果は、本稿の実証結果と一致している。
- (28) Boone et al. (2007) や Linck et al. (2008) の実証結果では、独立取締役比率は一期前の取締役会の規模と有意な正の関係を有していた。
- (29) Hermalin and Weisbach (1998) の理論モデルによれば、企業業績が悪化した後に、取締役会に独立取締役が加えられる確率は増加する。彼らの予測は、Boone et al. (2007) や本稿の実証結果と整合的である。
- (30) (4)式のFO 2006の係数は、(3)式のそれより大きく、統計的な有意性もより高い。同様の関係は、(7)式と(8)式でも確認できる。これらの実証結果から、外国人株主が、投資先企業に対して、経営者からの独立性が高い社外取締役を選任

するように望んでいる可能性がある。

【参考文献】

- 斎藤達弘 (2002), 「取締役会の規模と企業評価 — グループ企業のガバナンス」, 日本経済研究センター『日本経済研究』, No. 45, pp. 86-111。
- 財務省財務総合政策研究所 (2003), 「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」 (<http://www.mof.go.jp/jouhou/soken/kenkyu/zk063/mokuji.htm>)。
- 宮島英昭・新田敬祐 (2007), 「日本型取締役会の多元的進化：その決定要因とパフォーマンス効果」, 神田秀樹・財務省財務総合政策研究所編『企業統治の多様化と展望』, 金融財政事情研究会, pp. 28-77。
- 三輪晋也 (2008), 「グループ企業と独立企業のコーポレート・ガバナンス」, 日本経営学会『日本経営学会誌』, 第 21 号, pp. 27-40。
- Boone, A. L., L. C. Field, J. M. Karpoff, and C. G. Raheja (2007), “The determinants of corporate board size and composition: An empirical analysis,” *Journal of Financial Economics*, 85, pp. 66-101.
- Coles, J. L., N. D. Daniel, and, L. Naveen (2008), “Boards: Does one size fit all?,” *Journal of Financial Economics*, 87, pp. 329-356.
- Hermalin, B. and, M. Weisbach (1998), “Endogenously chosen boards of directors and their monitoring of the CEO,” *American Economic Review*, 88, pp.96-118.
- Hiraki, T., H. Inoue, A. Ito, F. Kuroki, and H. Masuda (2003), “Corporate governance and firm value in Japan: Evidence from 1985 to 1998,” *Pacific Basin Finance Journal*, 11, pp.239-265.
- Jensen, M. (1986), “Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers,” *American Economic Review*, 76, pp. 323-329.
- Kato, H. K., M. Lemmon, M. Luo, and J. Schallheim (2005), “An empirical examination of the costs and benefits of executive stock option: Evidence from Japan,” *Journal of Financial Economics*, 78, pp. 435-461.
- Kieschnick, R. and R. Moussawi (2004), “The board of directors: A bargaining perspective?,” Unpublished working paper, University of Texas.
- Lehn, K., S. Patro, and M. Zhao (2003), “Determinants of the size and structure of corporate boards: 1935-2000,” ([http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=470675](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=470675))
- Linck, J., J. Netter, and T. Yang (2008), “The determinants of board structure,” *Journal of Financial Economics*, 87, pp. 308-328.
- Raheja, C. (2005), “Determinants of board size and composition: A theory of corporate boards,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40, pp. 283-306.
- White, H. (1980), “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48, pp. 817-837.
- Yermack, D. (1996), “Higher market valuation of companies with a small board of directors,” *Journal of Financial Economics*, 40, pp. 185-211.

# Determinants of the Size and Structure of Japanese Corporate Boards

Shinya Miwa  
(Kokushikan University)

## Abstract

Within this paper, I empirically examine the determinants of corporate board size and structure, by using a cross-sectional data set of firms listed on the First Section of the Tokyo Stock Exchange. As a result of the empirical analysis, I find that:

(1) Board size is significantly related to cross-shareholding, ownership by foreign investors and presidents, firm size, market-to-book ratio of assets, and the volatility of the firm's stock returns.

(2) Board independence is significantly related to the adoption of stock options, as well as to ownership by foreign investors, presidents, and outside directors.

These results indicate that ownership structure is particularly important in terms of accounting for cross-sectional variation in the size and structure of Japanese corporate boards.

**Keywords:** board of directors; outside director; ownership structure; stock option; corporate governance