

社外取締役の導入，委員会制度への 移行と企業価値： パネルデータによる分析

清 水 一*

要旨

本稿は、近年の商法改正により導入された社外取締役の採用や、統治制度（委員会設置会社か監査役設置会社）の選択の違いといった取締役会の属性が、企業価値に与える影響をパネルデータを用いて実証研究した。得られた結果は、取締役会における社外取締役比率と企業価値には正の関係があることである。

キーワード：社外取締役，委員会設置会社，パネルデータ分析，企業価値

1. は じ め に

本稿は、取締役会における社外取締役の割合や、統治制度（委員会設置会社か監査役設置会社）の選択の違いを中心とした取締役会の属性が企業価値に与える影響を実証研究することを目的としている。取締役会がコーポレートガバナンスの主要な要素であり、コーポレートガバナンスの目的が株主利益（企業価値）の向上であるとすれば、取締役会のいかなる属性が企業価値と関係を持っているかを考察することは非常に重要である。実際、これまでもアメリカ企業を中心に、企業価値に影響を与えている取締役会の属性として、取締役会の規模（取締役の人数）や役員の持株比率、社外取締役の占める割合などが研究されてきた。日本でも、取締役会の規模や、役員の持株比率が企業価値や企業業績とどのような関係にあるかが実証的に研究されてきた。本稿では、これらの変数をコントロールしてもなお、社外取締役比率と統治制度の選択といった取締役会の属性が企業価値に影響を与えているのかという考察を行っている。

ところで、日本では近年の商法改正や新会社法の施行により施行により、ガバナンスのあり方が大きく変わった。2001年には社外取締役が法制化され、2003年には委員会設置会社が導入された（法制化は2002年）。資本金5億円以上、もしくは負債総額200億円以上の大会社で、かつ、公開会社であれば取締役会と監査役会の双方を設置するか、監査役を置かない委員会設置会社になるかを選択するようになった。

* 大阪経済大学経営情報学部講師

社外取締役は、経営者の利害関係とは一線を画して、株主の利益を最大化するという観点から、株主の代理人として経営者を監督することが期待されている。社外取締役を導入している企業は2004年3月期決算の上場企業2108社のうち630社で、全体の3割になる¹⁾。しかし、社外取締役の独立性が十分確保されていないという指摘もあり、現在の社外取締役が経営者を適切に監督し、その規律付けを十分に果たし、企業価値向上に資するものであるのかについては議論が続いている。

委員会設置会社は、取締役会の中にそれぞれ3名以上の取締役によって構成される指名委員会、監査委員会、および報酬委員会の3委員会を設置して、いずれも社外取締役にその過半数を占めさせる一方、会社の業務執行を担当する役員として執行役を選任し、会社の業務に関する多くの事項の決定権限を、取締役会から執行役に委任できるという、アメリカ型の制度である。この制度は、「執行と監督の分離」を徹底することで、取締役会が経営者（執行役）を株主の意向に沿った経営をするよう十分監督し、株主の利益を最大化することが期待されている。

一方で、従来から存在する取締役会と監査役による二元的な統治制度（以下監査役設置会社とよぶ）も、監査役の権限と独立性が強化され、かつ、3名以上の監査役の半数以上は社外監査役であることが要求されるなど、経営監視機能の強化が図られている。コーポレートガバナンスが大きな問題として注目されている現在では、企業は監査役設置会社か委員会設置会社のいずれを選択するかが大きな問題であろう。

以上のような問題意識から、本稿では、これら取締役会の属性が企業価値に与える影響を実証分析する。具体的には、2004年4月から2008年3月にかけて東証1部に上場している製造業企業のパネルデータを用い、社外取締役比率、委員会設置企業か監査役設置企業かという統治制度の違いを説明変数とし、トービンのQを被説明変数とした分析を行った。

本稿の分析上の特徴は、これまで日本企業を対象とした取締役会の属性と企業価値に関する実証研究では利用されることが少なかった、パネルデータによる分析を行うところにある。パネルデータの利用による一般的利点としては次のようなものがあげられる。第1に、時系列データやクロスセクションデータではコントロールできない個体別の多様性が含まれており、それをコントロールすることで共通の効果を知ることができる。第2に、誤差項と説明変数の相関を考慮したモデル化により、推定値の精度が向上すること、などがあげられる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節で関連する先行研究を展望し、本研究の位置づけと貢献を明確にする。第3節では、サンプル企業とデータについて説明を行う。第4節で回帰結果を示し、その考察を行う。最後に第5節でまとめを行う。

1) 日本経済新聞2004年8月22日朝刊

2. 関連する先行研究

2.1 社外取締役と取締役会の独立性

2001年に法制化され、日本にも導入された社外取締役であるが、実際に機能するのかがということが問題になる。社外取締役が経営者を監督し、株主利益（企業価値）を向上させるためには、経営者から独立した判断を行うことが必要である。取締役会における社外取締役の影響を強め、経営者を十分に監督するためには、取締役会における社外取締役の比率を高めることが必要と考えられるかもしれない。しかし、取締役会の社外取締役比率が高い（取締役会の独立性が高い）と企業価値が高まるとは限らないことが、Almazan/Suarez (2003) の理論研究によって示されている。このモデルは、企業価値の最大化を目指す株主にとって、独立性の弱い取締役会を意図的に作ったほうが望ましいことがありうることを示している。そのため、社外取締役の比率を高めると企業価値を高めることができるのかということは、実証的な問題となる。

次に、社外取締役の設置と企業価値の関係に関する実証研究を紹介する。アメリカでは以前から社外取締役が導入されていたため、多くの研究が存在する。しかし、社外取締役の比率が企業価値や企業業績に与える影響は、実証的にははっきりしていない。例えば、Byrd/Hickman (1992) が社外取締役比率と企業価値に正の相関があることを示したが、Yermack (1996) ではトービンのQと社外取締役比率には相関が見られないことを報告している。

日本では社外取締役が導入されて間もないことから、実証研究は少ない。宮島/原村/稲垣 (2003) は、アンケート調査から内部統治構造改革への包括的な取り組みを指標化したコーポレートガバナンス・スコアを作成し、内部統治が企業の評価・業績に与える影響を分析している。ここでの内部統治とは、主に株主総会、取締役会、情報公開への取り組みを指している。この論文の中で、外部取締役の導入の効果を分析しているが、外部取締役の採用はトービンのQ、ROA のいずれにも有意な関係が無いことを報告している。彼らは、この分析の問題点として、導入のタイミングを明示的に考慮していないこと、パフォーマンスの測定が1期のみである事をあげている。本稿の分析では、3月決算企業に限定することで、6月に行われる株主総会で選任された役員が、次の年の3月までに行った活動の結果としての企業評価（トービンのQ）を分析することで、第1の問題点を明示的に分析している。

三輪 (2006) は、2004年度の東証1部上場企業のクロスセクションデータを用いて社外取締役の比率が企業価値（トービンのQ）と5%水準で有意な正の相関をもつことを示している。また、社外取締役を、会社と利害関係のない社外取締役（銀行、支配会社、関係会社のいずれかに職務経験のないもの）と利害関係のある社外取締役（銀行、支配会社、関係会社のいずれかに職務経験のあるもの）に分けた分析も行っている。前者の取締役全体に占める比率はQと10%水準で有意な正の相関もつが、後者の比率とQには有意な関係がないとしている。

このように、社外取締役を会社と利害関係にあるものとないものの2つに分けて分析しているのは、社外取締役の独立性に関する議論が背景にある。日本の会社法の定める社外取締役の規定は、アメリカの独立取締役ほど厳格でないため、社外取締役といえども経営者を十分に管理・監督できないのではないかという主張がある。しかし、三輪（2006）は、単年度のクロスセクションの結果では、社外取締役比率でも、より独立性が高いと想定される会社と利害関係のない社外取締役の比率でも、企業価値の相関という意味では変わらないとしている。

また、Miwa/Ramseyer（2005）は、社外取締役制が制度化される以前の外部取締役と企業価値・企業業績との関係を調べている。彼らは、バブル期（1986－1990）とポストバブル期（1990－1994）に分けて、トービンのQ、ROI、自己資本経常利益率などを被説明変数、外部取締役数を説明変数として回帰分析を行っている。彼らの結果は、どちらの期間でも外部取締役数は企業価値・企業業績に目立った影響を与えていないと報告している。この結果で注意すべき点は、彼らの外部取締役の定義にある。彼らの定義した外部取締役には、子会社の役職員や、元官僚など業務執行に従事しうること取締役が含まれていることである。現在の社外取締役の法規定でも取締役の独立性が低いといわれることがあるが、彼らの外部取締役の定義では、現在の社外取締役の規定でも許容されない取締役が含まれている²⁾。このような定義の違いが結果に影響を与えている可能性がある。

2.2 統治制度の選択

1節で述べたように、2002年の商法改正により、日本企業は、従来から存在する取締役会と監査役による二元的な統治制度（監査役設置会社）か、米国型の社外取締役中心の委員会を設置した取締役会による統治（委員会設置会社）のいずれかを選択することとなった。

小林（2006）では、二つの制度の利点と問題点を次のように要約している。委員会設置会社の利点は、第1に執行と監督が分離されていること、第2に米国型の企業統治であり、かなり多くの国で採用されているため、国際的透明性が高いことをあげている。問題点としては、第1に株主利益を重視するあまり中長期的視点をなくしうること、第2に、株主利益を重視するあまり、従業員や取引先など株主以外のステークホルダーを軽視しうること、第3に、会社に不案内な社外取締役を採用するより、長年従業員として会社業務に携わり精通している人を社内取締役として採用するほうが実質的な管理・監督ができる可能性があること、第4に現在の日本では社外取締役の適任者が少ないことなどをあげている。

一方、監査役型について、その利点は従来の経営方法を継続していけることであり、問題点として、これまで取締役会と監査役が二重に代表取締役を監督することになっていったのにほとんど機能しておらず、その欠陥が温存されるかもしれないことなどをあげてい

2) 実際、彼らのデータでは、1985年、1990年、1995年の3時点で、取締役の平均人数は20人、外部取締役は5人となっており、本稿の社外取締役人数（平均0.7人）よりかなり多い。

る。

制度の導入から間もないこともあり、実証的な研究は少ない。ミルハウプト（2005）では、2003年度に委員会設置会社に移行した企業の、移行発表に対する株式市場の反応をイベントスタディにより測定している。日立関連会社以外の22社で分析を行い、その結果平均収益率はマイナスであるが有意ではないと報告している。この結果は、市場はどちらの制度を特に評価しているわけではないことを意味していると思われる。

また、前出の三輪（2006）では、委員会設置会社に移行した企業にダミー変数を割り当て回帰分析を行った結果、委員会制度への移行とQには有意な正の相関があると報告している。

本研究では、移行後一定期間経過し（少なくとも6月の株主総会で移行し、翌年3月の決算時点まで経過している）、移行による営業成果を評価しうる形で分析を行っている。

2.3 取締役会の規模

取締役会が経営者を監督し、適切な意思決定を行うためには十分な議論を尽くすことが重要である。しかし、取締役の人数が多いと機動的な取締役会の開催が困難であるばかりか、取締役会において実質的な議論をすることさえ困難となり、企業経営が非効率になることがJensen（1993）によって指摘されている。この指摘は、取締役会の規模を縮小することにより企業価値あるいは企業業績が向上することを意味し、board size effect 仮説とよばれる。この仮説は実証研究で支持されている。Yermack（1996）は、1984年から1991年の間に連続して4年間Forbus 500に選ばれた企業における取締役人数と企業価値の関係を分析し、トービンのQと取締役人数の間に有意な負の相関があることを報告している。また、日本では、鈴木／胥（2000）が1997年3月末時点での東証1部上場企業（金融業を除く）をサンプルにして、取締役会の規模と市場超過収益率およびリスク調整済み超過収益率の間に有意な負の関係があること、また、斎藤（2002）が6大企業グループ（財閥系の三井・三菱・住友、銀行系の芙蓉・三和・一勸）に属す企業から92社をサンプルとして取締役会の規模とトービンのQの間の関係を調べ、ポスト・バブル期（1990－1996年）において、銀行系企業グループに属す企業では、取締役会に規模とトービンのQが有意に負の関係にあることを報告している。本研究でも、コントロール変数として取締役会の規模を導入している。

2.4 取締役による株式保有

取締役（経営者）による株式の保有が企業価値や企業業績に与える影響は、2つの相反する効果があると指摘されている。ひとつは、経営者の株式保有は外部株主と利害の一致（アライメント）をもたらす効果があること、つまり、企業価値の向上をもたらす効果で、これはJensen/Meckling（1976）によって指摘された。もうひとつは、経営者による株式保有が、経営者にとって外部からの規律付けに対する防御（エントレンチメント）となるという効果である。このエントレンチメント効果は、自社株を多く持つ経営者ほど、経営

者としての地位が安定し、企業価値の最大化よりも、自己の利益を追求する可能性が高まり、結果として企業価値が下がることを示唆する。

実際、どちらの効果が支配的であるかは実証研究で分析されている。Morck et al. (1988) は、1980年において Fortune が選んだトップ500企業の中から371社を取り出して、トービンのQと内部経営者の株式保有割合を検証している。彼らは、内部経営者の持株比率の関係は、持株比率が0から5%の間では正の関係であり、5%から25%の間では負の関係になり、25%を超えると再び緩やかな正の関係であることを報告している。

McConnell/Servaes (1990) は、1976年と1986年におけるアメリカの上場企業約1000社のサンプルを用いて、経営者の持株比率とトービンのQとの関係を検証している。経営者の持株比率とその自乗を説明変数として回帰した結果、40%から50%までは経営者の持株比率の増加とともにトービンのQも増加するが、40%ないし50%を超えると経営者の持株比率の増加とともにトービンのQは減少すると報告している。

手嶋 (2000) は、1998年における東証1部上場の製造業企業で3月決算の650社をサンプルとして、役員の持株比率とトービンのQとの関係を検証している。その結果、第1に、役員持株比率のみを説明変数に加えるより、その2乗も説明変数に加えるほうが有意性が高いこと、第2に、役員の持株比率が20%までは、持株比率の上昇とともにトービンのQが上昇し、20%を超えると持株比率の上昇とともにトービンのQが減少することを報告している。

このように、経営者の持株比率と企業価値の間には非単調な関係があることが知られている。本研究でも、コントロール変数として経営者の持ち株比率の代理変数として役員の持株比率、およびその2乗を用いる。

2.5 取締役の年齢

コーポレートガバナンスの観点からみると、経営者は、企業価値向上のために適切な意思決定を行うことが求められている。このような要請にこたえるには、一定の経験が必要であると考えられる。経営者の年齢は、蓄積された経験の代理変数と考えることができ、企業価値向上に正の効果をもたらす可能性がある。例えば、岡室 (2006) は1964年から1971年までの8年間に2部市場へ新規上場した企業を実証分析し、その結果、年齢の高い経験豊富な社長は業績が良かったとしている。この結果は、1960年代には技術のライフサイクルが長かったため、経験の豊富さの代理変数である年齢の高さが企業価値を高めたことを示唆する。

一方で、経営者はさまざまな情報を収集・分析し、迅速な判断を行うことが求められている。しかし、加齢による気力や体力の衰え、変化を受け入れそれに対応する意欲や能力が減退し、迅速・適切な判断が困難になるかもしれない。そのような面が強く出れば、年齢の高さは企業価値に負の効果を与えると考えられる。

現在では、負の効果が強いという主張が大半を占めるように思われる。この理由として有力なものは、技術進歩が速まりや経済のグローバル化により、過去の経験や知識が昔ほ

ど重要でなくなってきたことである。1999年に発表された科学技術庁の調査³⁾によれば、1960年代には、新しい技術が登場したあと22年間もその技術を利用して利益を得ることができた。しかし、利益を得られる期間は時代を経るに従って短くなり、1990年代には3年程度になっている。つまり、過去の経験で技術を判断しようとしても、現場を離れて10年20年と経っていると、現在使用されている技術は何世代も進んでいて判断できないということになる。

このような技術進歩による能力の陳腐化に関する議論には、人的資本理論からアプローチした研究がある。三谷（2002）、米田（2007）などでは、高度な判断力などの不確実性に対応するスキルや折衝能力などの対人的スキルは資本代替性が低く技術進歩による陳腐化は小さいという結果を報告している。一方、Neuman/Weiss（1995）では、高学歴者ほど、技術進歩の影響による能力の陳腐化が大きいとされており、見解は分かれている。

このように経営者の加齢は企業価値に正負両方の効果を持ちうる。経営者の年齢と企業価値の実証研究は少ないが、清水（2007）では、2003年の東証1部上場企業1104社のクロスセクションデータを用いて経営者の年齢（特に役員平均年齢）が企業価値（トービンのQ）やROAと有意な負の相関を持つことを検証し、経営者の若返りが企業価値の向上に資すると解釈している。

本研究でも、コントロール変数として経営者の年齢の代理変数として社長の年齢と役員平均年齢を用いる。

3 実証研究のデザイン

3.1 サンプル

本稿では、2004年3月から2008年3月にかけて東証1部に上場している3月決算の製造業に属す企業をサンプルとしている。さらに、財務データの得られないもの、変則決算であるものを除いている。最終サンプル数は621社（4年間で3105サンプル）である。3月決算の企業を対象とするのは、企業評価に際して株式時価総額を利用するが、時点によって市場全体の株価水準が異なると評価にゆがみが生ずることを防ぐためである。財務データは連結決算を用いている。

役員に関するデータは役員四季報2004－2008年度版（調査時点はそれぞれ、2003年7月－2007年7月）を用いた。3月決算企業のみを対象としているので、主として2003年6月から2007年6月の株主総会で選任された取締役のデータである。財務データは企業財務カルテCD-ROM 2009年版から取得した。

取締役会の属性が企業価値に与える影響を知りたいので、2003年の取締役会の属性に、2004年3月決算時点の株価、ROAを対応させるというように、1年程度のラグをとっている。

3) 科学技術庁科学技術政策研究所（1999）

3.2 変数の説明

3.2.1 企業価値

第2節で説明したように、取締役会の属性と企業価値に関する実証研究では、企業価値を測る尺度としてトービンのQが使用されることが多い。トービンのQは企業の市場価値を有形資産の置き換え価値で割ったものとして定義される。そのため、トービンのQの上昇は、企業が投入した物的資産の価値と比べて企業の価値が上昇していることを示す。

本研究では、トービンのQを示す変数として、Perfect/Wiles (1994) における simple q を用いる。この simple q は企業の市場価値を株式の時価総額と有利子負債の簿価の合計とし、これを総資産の簿価で割ることで得られる⁴⁾。

3.2.2. 取締役会の属性

取締役会の属性としては、2節で議論した、取締役総数に占める社外取締役の割合（社外取締役比率）、統治制度の選択（委員会設置会社か監査役設置会社の選択）、取締役会の規模、役員持株比率およびその2乗を取り上げる。統治制度の選択については、委員間設置会社にダミー変数を与えることでコントロールを行い、取締役会の規模に関しては、先行研究に従い取締役人数の自然対数を利用する。

表1 記述統計量

	平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差
simple q	0.91	0.80	7.02	0.17	0.46
ROA	6.38	5.75	52.92	-25.57	4.89
社長年齢	60.70	62	90	38	6.09
役員平均年齢	60.42	60.4	70.2	46.6	2.64
役員持株比率 (%)	2.00	0.3	60.6	0	5.20
取締役人数	10.36	9	37	3	4.50
社外取締役	0.67	0	11	0	1.15
社外取締役比率	0.07	0	0.79	0	0.12
総資産 (百万円)	459134	110763	32574779	1182	1559508

表2 年度別データ

	2003	2004	2005	2006	2007	全期間
委員会設置会社	16	20	23	23	23	105
委員会設置会社のうち日立系企業	9	9	10	10	10	48
社外取締役のいる会社	196	213	230	252	273	1164
社外取締役のいる会社の割合 (%)	31.6	34.3	37.0	40.6	44.0	37.5

4) simple q の有効性については、手嶋 (2000) p. 46 参照

3.2.3 その他のコントロール変数

本研究では、取締役会の属性がトービンのQに与える影響を考察するために、他のトービンのQに影響を与える要因をコントロールする。コントロール変数には先行研究（主として Yermack (1996)）に準じて以下のものを入れる。

(a) 収益性

企業の収益性は企業価値に重大な影響を与えるので、収益指標として当期 ROA を使用する。ROA は事業利益（営業利益＋受取利息・配当金）を総資産（簿価）で割ったものである。

(b) 企業の規模

企業の規模は規模の生産活動の効率性や参入障壁の高さに関連するため、企業価値に影響を与えうる。企業規模を総資本（年度末株式時価総額＋有利子負債）で定義し、実際の回帰にはその自然対数を用いる。

(c) 負債比率

負債は企業価値に相反する2つの効果を与えうる。一つは、負債の増加による節税効果であり、負債比率の増加は企業価値に性の効果を与えうる。もう一つはペッキングオーダー仮説で、情報の非対称性が存在する場合、負債による資金調達より内部資金調達のほうが望ましいというものである。この仮説によれば、負債比率は企業価値と負の関係を持つ可能性がある。負債比率は、有利子負債を総資産（簿価）で割り算出している。

(d) 年度

今回のサンプルは、2004年3月期から2008年3月期の4期間の決算データを用いているので、年度の違いによる市場全体の株価水準をコントロールするため、年度ダミーを用いる。

4. 実証分析の結果

4.1 取締役会の属性と企業価値の関係

表3は本稿で用いているすべての説明変数を利用し、simple qを被説明変数とした回帰結果である。3つの方法で推定した。プール推計は、データを一括してOLS推定したものである。固定効果モデルは、個別効果（企業別の特徴）について、固定効果推定したものである。ランダム効果モデルは、個別効果をランダム効果推定したものである。

プール推計と固定効果モデルを比較するためにF検定を行った。その結果、帰無仮説「個別効果は冗長である」が1%水準で棄却され、固定効果モデルが選択された。

また、固定効果モデルとランダム効果モデルを比較するために、ハウスマン検定を行った。帰無仮説「個別効果は説明変数と相関していない」が1%水準で棄却され、固定効果モデルが選択された。よって、固定効果モデルが選択される。

プール推定では、社外取締役比率の符号は有意に正であるが、委員会ダミーは有意でない。また、役員持株比率、取締役人数、役員平均年齢の係数は有意で符号も先行研究と整

表3 simple q を被説明変数とした回帰結果

	プール		固定効果		ランダム効果	
		P 値		P 値		P 値
社外取締役比率	0.259	0.000	0.115	0.116	0.206	0.002
委員会ダミー	0.024	0.606	-0.125	0.054	-0.095	0.065
取締役人数（対数）	-0.148	0.000	-0.092	0.000	-0.148	0.000
役員持株比率（％）	0.008	0.000	-0.005	0.031	0.004	0.012
企業規模（対数）	0.072	0.000	0.729	0.000	0.209	0.000
社長年齢	-0.002	0.134	0.001	0.475	0.000	0.768
役員平均年齢	-0.013	0.000	-0.012	0.000	-0.017	0.000
ROA	0.041	0.000	-0.002	0.255	0.025	0.000
負債比率	-0.028	0.547	-0.765	0.000	-0.171	0.004
2004年度ダミー	0.192	0.000	0.152	0.000	0.170	0.000
2005年度ダミー	0.152	0.000	0.103	0.000	0.136	0.000
2006年度ダミー	0.345	0.000	0.111	0.000	0.293	0.000
2007年度ダミー	0.205	0.000	0.021	0.050	0.166	0.000
定数項	0.840	0.000	-6.625	0.000	-0.509	0.006
修正済み決定係数		0.387		0.875		0.436

（注）各モデルの左の数値は係数、右の数値はP値である。

合的である。

しかし、検定の結果、固定効果モデルが選択されており、個別効果を考慮する必要があることがわかる。個別効果を考慮した固定効果モデルでは、社外取締役比率の係数のP値は11.6と10%水準をわずかに超え、帰無仮説を棄却できないが、委員会ダミーは、10%の有意水準では有意になる。

次に、表3で明らかに有意でない説明変数（社長年齢、ROA）を除き、さらに非線形性を考慮するために2乗項を導入したケースを考察する（表4）。

モデル1は、表3で明らかに有意でない社長年齢とROAを除いた回帰結果である。表3の結果とほぼ同じである。

モデル2は、役員持株が企業価値に与える非線形性を考慮するために2乗項を加えている。先行研究では、ある一定水準までは企業価値を向上させる効果があり、その水準を超えると企業価値を押し下げる効果があるとされている。その場合、役員持株比率の係数はプラス、2乗項はマイナスになる。しかし、モデル2の結果は逆になっている。この点の考察は後に行う。

モデル3は、役員年齢が企業価値に与える非線形性を考慮するために2乗項を加えている。ある一定年齢までは知識や経験の蓄積等により企業価値を向上させる効果があり、その水準を超えると意欲や能力が減退するため企業価値を押し下げる効果があると考えることが出来る。その場合、役員持株比率の係数はプラス、2乗項はマイナスになる。モデル3では、役員持株比率の係数と、その2乗項はともに有意でなくなっている。そのため、このモデルは採用できない。

モデル4は、役員平均年齢の代わりに社長年齢を導入している。清水（2007）では、役

表 4 固定効果モデル (simple q を被説明変数とした回帰結果)

	モデル 1	P 値	モデル 2	P 値	モデル 3	P 値	モデル 4	P 値
社外取締役比率	0.114	0.117	0.123	0.092	0.118	0.108	0.111	0.127
委員会ダミー	-0.122	0.060	-0.118	0.069	-0.124	0.058	-0.143	0.028
取締役人数 (対数)	-0.091	0.000	-0.086	0.000	-0.091	0.000	-0.070	0.000
役員持株比率 (%)	-0.005	0.034	-0.015	0.001	-0.005	0.032	-0.005	0.023
役員持株比率 2 乗/100			0.030	0.009				
企業規模 (対数)	0.719	0.000	0.718	0.000	0.719	0.000	0.715	0.000
社長年齢							0.000	0.780
役員平均年齢	-0.011	0.001	-0.011	0.001	0.019	0.761		
役員平均年齢 2 乗/100					-0.026	0.630		
負債比率	-0.724	0.000	-0.708	0.000	-0.722	0.000	-0.722	0.000
2004年度ダミー	0.153	0.000	0.153	0.000	0.153	0.000	0.158	0.000
2005年度ダミー	0.103	0.000	0.104	0.000	0.103	0.000	0.109	0.000
2006年度ダミー	0.115	0.000	0.116	0.000	0.115	0.000	0.120	0.000
2007年度ダミー	0.024	0.019	0.024	0.016	0.024	0.019	0.025	0.012
定数項	-6.503	0.000	-6.511	0.000	-7.427	0.000	-7.208	0.000
修正済み決定係数		0.875		0.875		0.875		0.875

員平均年齢と社長年齢の代替性が示唆されているが、固定効果を考慮すると、社長年齢は企業価値と相関を持たないことが示唆される。

以上の議論からモデル 2 が望ましいと考えるが、モデル 2 の妥当性を考察するため、モデル 2 のプール推定、ランダム効果モデル推定を行い、それぞれ F 検定、ハウスマン検定を行った。結果は、モデル 2 においても 1 % 水準で固定効果モデルが採択された。

4.2 頑健性

ところで、これまでの回帰式で企業規模の代理変数として使用している総資本は、従属変数で用いられている simple q との相関が非常に高いと考えられる。そこで、企業規模を表すと考えられる代替的な変数をいくつか利用して、結果の頑健性を考察する。

表 5 では、総資本、総資産（簿価）、従業員数、売上の 4 つの変数（すべて対数）を企業規模の代理変数としてモデル 2 の回帰式を推計した。総資本以外の 3 つの規模変数を用いた場合、社外取締役比率と委員会ダミーは有意性が高まっている。役員持株比率とその 2 乗、負債比率、年度ダミーは依然として有意である。規模変数は従業員数で有意性が大きく損なわれているものの、概ね有意であると考えられる。一方、取締役人数、役員平均年齢は有意でなくなっている。そこで、モデル 2 から、取締役会人数と役員平均年齢を除いて回帰分析を行った（モデル 5）。

表 6 は、総資本、総資産（簿価）、従業員数、売上の 4 つの変数（すべて対数）を企業規模の代理変数としてモデル 5 の回帰式を推計した。4 つの場合で係数は表 5 と概ね同じで、有意性も同程度である。

また、モデル 2 とモデル 5 で固定効果モデルの妥当性を検証するために、4 つの代理変数それぞれについて F 検定とハウスマン検定を行った。F 検定は、両方のモデルの 4 つの

表5 モデル2の企業規模の代理変数に対する頑健性（固定効果モデル）

	総資本	P 値	総資産	P 値	売上高	P 値	従業員数	P 値
社外取締役比率	0.123	0.092	0.233	0.021	0.270	0.007	0.228	0.024
委員会ダミー	-0.118	0.069	-0.206	0.023	-0.214	0.017	-0.198	0.028
取締役人数（対数）	-0.086	0.000	-0.004	0.889	-0.016	0.555	0.001	0.976
役員持株比率（％）	-0.015	0.001	-0.018	0.004	-0.018	0.003	-0.018	0.004
役員持株比率2乗/100	0.030	0.009	0.041	0.011	0.043	0.007	0.040	0.012
企業規模（対数）	0.718	0.000	0.062	0.111	0.230	0.000	0.031	0.349
役員平均年齢	-0.011	0.001	-0.001	0.791	-0.003	0.519	-0.001	0.911
負債比率	-0.708	0.000	-0.462	0.000	-0.421	0.000	-0.440	0.000
2004年度ダミー	0.153	0.000	0.166	0.000	0.215	0.000	0.160	0.000
2005年度ダミー	0.104	0.000	0.165	0.000	0.201	0.000	0.160	0.000
2006年度ダミー	0.116	0.000	0.370	0.000	0.397	0.000	0.370	0.000
2007年度ダミー	0.024	0.016	0.225	0.000	0.239	0.000	0.227	0.000
定数項	-6.511	0.000	0.174	0.733	-1.697	0.000	0.602	0.122
修正済み決定係数		0.875		0.760		0.764		0.759

表6 モデル5の企業規模の代理変数に対する頑健性（固定効果モデル）

	総資本	P 値	総資産	P 値	売上高	P 値	従業員数	P 値
社外取締役比率	0.127	0.082	0.233	0.021	0.269	0.007	0.228	0.024
委員会ダミー	-0.154	0.018	-0.208	0.020	-0.221	0.013	-0.199	0.027
役員持株比率（％）	-0.016	0.000	-0.018	0.004	-0.019	0.002	-0.018	0.004
役員持株比率2乗/100	0.034	0.003	0.041	0.010	0.044	0.006	0.040	0.011
企業規模（対数）	0.710	0.000	0.060	0.115	0.227	0.000	0.031	0.350
負債比率	-0.700	0.000	-0.461	0.000	-0.420	0.000	-0.440	0.000
2004年度ダミー	0.153	0.000	0.166	0.000	0.215	0.000	0.160	0.000
2005年度ダミー	0.107	0.000	0.165	0.000	0.201	0.000	0.161	0.000
2006年度ダミー	0.122	0.000	0.371	0.000	0.397	0.000	0.370	0.000
2007年度ダミー	0.027	0.008	0.225	0.000	0.239	0.000	0.227	0.000
定数項	-7.291	0.000	0.111	0.807	-1.872	0.000	0.574	0.031
修正済み決定係数		0.874		0.760		0.764		0.760

代理変数すべてに対し、固定効果モデルが採択された。つまり、すべてのケースで、プール推計に対して固定効果モデルが採択される。ハウスマン検定は、モデル2では総資本と売上高で、モデル5では総資本と総資産で固定効果モデルが採択された⁵⁾。以上より概ね固定効果モデルによる分析が適当であると考えられる。

次に、不均一分散の問題を考える。一般にパネルデータでは不均一分散の問題が存在する⁶⁾。そこで、横断面の不均一分散を想定して、Whiteの方法によるロバスト修正を行った。

表7は、モデル5（表6）の回帰結果をロバスト修正したP値である。委員会ダミーと役員持株比率、およびその2乗の有意性がやや低下しているが、全体として横断面の分散

5) モデル2では総資産と従業員数のケースで、モデル5では売上と従業員数のケースで、ハウスマン検定量が計算できなかった。

6) 例えば、北村（2005）64-65ページ参照。

表7 モデル5のロバスト修正（固定効果モデル）

	総資本（P値）	総資産（P値）	売上高（P値）	従業員数（P値）
社外取締役比率	0.098	0.013	0.005	0.016
委員会ダミー	0.089	0.090	0.061	0.094
役員持株比率（％）	0.008	0.097	0.064	0.102
役員持株比率2乗/100	0.021	0.119	0.084	0.123
企業規模（対数）	0.000	0.471	0.001	0.508
負債比率	0.000	0.001	0.001	0.001
2004年度ダミー	0.000	0.000	0.000	0.000
2005年度ダミー	0.000	0.000	0.000	0.000
2006年度ダミー	0.000	0.000	0.000	0.000
2007年度ダミー	0.026	0.000	0.000	0.000
定数項	0.000	0.910	0.018	0.122

（注）係数と決定係数は表7と同じなので省略している。

不均一が存在するとしても、結果は頑健であると考えられる。

4.3 回帰結果のまとめ

以下では、表5、表6を中心に回帰結果のまとめを行う。

社外取締役比率が高いほど企業価値が高い傾向がある。これは、社外取締役を導入し、外部の眼を企業内に取り入れることで企業価値を高めうることを示唆している解釈できる。実際、表2を見ると、社外取締役を導入する企業は年を追って増えており、社外取締役の導入が企業にとって望ましいという認識が広まっているのではないかと考えられる。

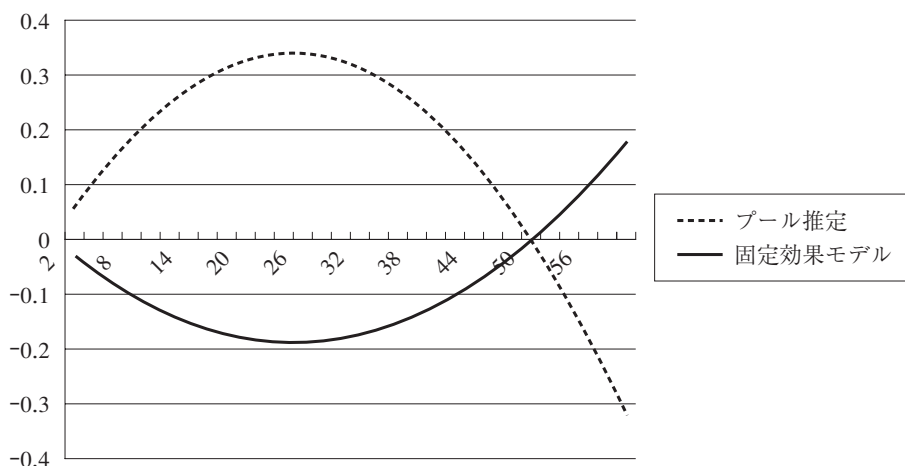
委員会設置会社への移行は、企業価値にマイナスの影響を与えていることが示唆される。但し、今回のサンプルに含まれる委員会設置会社は表2から分かるように105サンプルと少なく全サンプルの3.4%に過ぎない。そのうち日立関連会社が48サンプルある。日立関連会社の社外取締役は圧倒的に親会社の日立製作所出身者が多い。これは、日立関連会社の場合は、委員会設置会社への移行は、外部の取締役の監督によって経営の透明性を高めることでガバナンスを向上させ、もって企業価値を向上させることが目的ではなく、親会社の子会社支配の手段になっていると考えることができる⁷⁾。もちろん、親会社も子会社の企業価値をまったく無視しているわけではないだろうが、子会社の企業価値が多少損なわれたとしても、親会社の利益に沿うような経営を子会社にさせる誘因は存在しうる。今回の結果は、このような仮説を示唆するものと考えられるかもしれない。しかし、サンプルが非常に少ないので、結果の解釈は慎重であるべきと考える。

役員持株比率の係数は有意であるが、プール推定と固定効果モデルでは符号条件が逆転している。

表8は、モデル2（総資本のケース）で、プール推定と固定効果モデルで推定した係数

7) ミルハウプト（2005）も、日本企業が委員会設置会社に移行する理由として「企業グループの組織および監督を向上するため」という仮説を提示している。

表8：役員持株比率（モデル2の回帰係数）による



を用いて、横軸に役員持株比率をとり、縦軸に simple q をとって両者の関係をグラフ化したものである。プール推定での役員持株比率とその2乗を100で割ったものの係数は、0.027と -0.054 でともに1%水準で有意である。

役員持株比率とその2乗は、プール推定では手嶋（2000）などがクロスセクション分析で示した結果と整合的で、役員持株比率が30%程度までは Q が上昇し、アライメント効果が現れる一方、30%以上では Q は低下し、エン trenチメント効果が現れる。

しかし、検定の結果、固定効果モデルが採択されており、個別効果を考慮すると役員持株比率30%程度までは Q が減少し、それ以上ではむしろ Q が上昇することが分かる。

取締役会の規模と企業価値には負の相関があるという board size effect 仮説は、個別効果を考慮すると成立しない。

経営者の年齢と企業価値の関係に関しては、個別効果を考慮すると、社長年齢や役員平均年齢と企業価値の相関は存在せず、清水（2007）で示されたクロスセクション分析の結果が成立しないことが分かる。

以上のように、個別効果を考慮しないプール推計では、先行研究と整合的な結果が得られている。しかし、検定の結果、個別効果を考慮する固定効果モデルが選択され、先行研究の結果が支持されない場合が多いことが分かった。

以上のことを表にまとめると次のようになる。

表9 企業価値（トービンの Q ）と日本企業の取締役会の属性の関係

先行研究	サンプル	推定法	説明変数	推定結果
佐々木・米澤 (2000)	1993-1998年 東証1部製造業 291社	5年間の平均値に 対するクロスセク ション	役員持株比率	有意にプラス

手嶋（2000）	1998年 東証1部製造業 650社	クロスセクション	役員持株比率 同2乗	有意にプラス 有意にマイナス
斎藤（2002）	1984－1996年 6大企業グループ 92社	固定効果モデル	取締役人数	1990－1996年の銀行系企業のみ有意にマイナス
宮島他（2003）	2002年 アンケート調査 609社	クロスセクション	社外取締役の採用 ダミー	有意でない
Miwa/Ramsayer （2005）	1985－1995年 東証1部製造業	平均値に対するクロスセクション	社外取締役人数社 外取締役比率	ともに有意でない
三輪（2006）	2004年 東証1部 1394社	クロスセクション	社外取締役比率 委員会設置会社への移行ダミー	有意にプラス 有意にプラス
岡室（2006）	1964－1971年 2部新規上場企業 86社	プール	社長年齢 社長持株比率	ともに有意にプラス
清水（2007）	2003年 東証1部（金融業 除く）1104社	クロスセクション	役員平均年齢 役員持株比率 取締役人数	有意にマイナス 有意にプラス 有意にマイナス
本研究	2004－2008年 東証1部製造業 621社	固定効果モデル （モデル2）	社外取締役比率 委員会移行ダミー 取締役人数 役員持株比率 役員持株比率2乗 役員平均年齢	有意にプラス 有意にマイナス 有意でない 有意にマイナス 有意にプラス 有意でない

（注）説明変数には、取締役会の属性に関するもののみを取り出しており、コントロール変数は省略している。

5 ま と め

本研究では、社外取締役の割合の高さや、委員会設置会社への移行が企業価値に与える影響を分析し、2つの結果を得た。第1は、取締役会における社外取締役の比率と企業価値には正の相関が存在すること、委員会設置会社への移行は企業価値と有意な負の相関があることである。第2に、回帰には、企業特有の要因を反映していると考えられる個別効果を考慮する固定効果モデルを利用すべきであり、その場合、先行研究で示された、board size 効果、役員持株比率に関するアライメント効果、エントレンチメント効果、経営者の年齢の影響は見られないことが示された。

ところで、社外取締役比率を高めることが、企業価値の向上につながるにもかかわらず、社外取締役が重要な働きをする委員会設置会社への移行が企業価値を高めていないことはパラドックスとなりうる。これに対する答えは、2つの考え方がある。一つは、4節で述べたように、委員会設置会社の多くが子会社であり、その社外取締役の多くが親会社からの派遣であることに求められる。このような状態は、社外取締役としての経営陣からの独

立性に問題があることを示唆する。実際アメリカでは親会社の役職員は子会社の社外取締役にはなれないようである。しかし、三輪（2006）で示されているように、社外取締役から親会社の出身者を除いても、除かなくても結果は変わらない。

本稿の結果は、先行研究とは異なっているものも少なくなく、また、予想される符号が得られないなど結果はやや不安定なものである。これは、分析手法上の問題によるものかもしれない。本稿ではハウスマン検定によって固定効果モデルが採択された。しかし、取締役会属性は企業間の格差は大きいものの、経時的には比較的安定している。そのため固定効果モデルを用いると企業間格差は固定項に吸収されている可能性が高い。このことは、固定効果モデルの決定係数が非常に高いことを見ても推測できる。この問題を解消しない限り本稿の結果はロバストなものとはいえないかもしれない。この点については今後の課題としたい。

参考文献

- Almazan, A. and J. Suarez (2003) "Entrenchment and severance pay in optimal governance structures," *Journal of Finance* 58, pp. 519-547
- Byrd, J. and K. Hickman (1992) "Do outside directors monitor managers? Evidence from tender offer bids," *Journal of Financial Economics* 32, pp. 195-221
- Chung, K. H. and S. W. Pruitt (1994) "A simple approximation of Tobin's Q ," *Financial Management* 23, pp. 70-74
- Jensen, M. C. (1993) "The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems," *Journal of Finance* 48, pp. 831-880
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling (1976) "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics* 3, pp. 305-360
- McConnell, J. J. and H. Servaes (1990) "Additional evidence on eQuity ownership and corporate value," *Journal of Financial Economics* 27, pp. 595-612
- Miwa, Y. and J. M. Ramseyer (2005) "Who appoints them, what do they do? Evidence on outside directors from Japan," *Journal of Economics and Management Strategy* 14, pp. 299-337
- Morck R., A. Shleifer, and R. W. Vishny (1988) "Management ownership and market valuation," *Journal of Financial Economics* 20, pp. 293-315
- Neuman, S. and A. Weiss (1995) "On the effect of schooling vintage on experience-earnings profiles: theory and evidence." *European Economic Review*, 39, pp. 943-945.
- Perfect, S. B. and K. W. Wiles (1994) "Alternative construction of Tobin's Q : An empirical comparison," *Journal of Empirical Economics* 1, pp. 313-341
- Yermack, D. (1996) "Higher market valuation of companies with a small board of directors," *Journal of Financial Economics* 40, 185-211
- 岡室博之（2006）「高度成長期の新規上場企業のコーポレート・ガバナンスと企業家の役割」, 『経済研究』57(4), pp. 303-313
- 北村伸行（2005）『パネルデータ分析』岩波書店
- 小林秀之（2006）「従来型の監査役設置会社と米国型の委員会設置会社の比較と選択」, 小林秀之編『新会社法とコーポレートガバナンス』中央経済社

- 斎藤達弘（2002）「取締役会の規模と企業価値」、『日本経済研究』No. 45, pp. 86-111
- 清水一（2007）「経営者の年齢と企業評価」、『証券アナリストジャーナル』11月号 pp. 131-142
- 鈴木誠・胥鵬（2000）「取締役人数と企業経営」、『証券アナリストジャーナル』9月号 pp. 47-65
- 手嶋宣之（2000）「経営者の株式保有と企業価値」、『現代ファイナンス』No. 7, pp. 41-55
- ミルハウプト・カーティス（2005），「制度改革としての「選択」」，神田秀樹編『コーポレートガバナンスにおける商法の役割』第3章，中央経済社
- 宮島英昭，原村健二，稲垣健一（2003），「進展するコーポレートガバナンスをいかに理解するか：CGS（コーポレート・ガバナンス・スコア）による分析」『フィナンシャル・レビュー』第68号，pp. 156-193.
- 三谷直樹（2002）「年功賃金は崩壊しているのか」、『日本労働研究雑誌』No. 501, pp. 73-74
- 三輪晋也（2006）「日本企業の取締役会と企業価値」、『日本経営学会誌』第16号，pp. 56-72
- 米田耕士（2007）「能力向上期間の決定要因」、『日本労働研究雑誌』No. 568, pp. 40-50