



ID	JJF00223
----	----------

論文名	ストック・オプション制と企業価値
	Stock options and firm value
著者名	三輪晋也
	Shinya Miwa
ページ	38-51

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第23巻第2号
	Vol.23 / No. 2
発行年月	2005年4月
	Apr. 2005
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

ストック・オプション制と企業価値

三輪 晋也

(国士舘大学)

要 旨

本稿では、ストック・オプション制が権利付与者のモラルに作用して、企業価値を高める役割を果たしているのか否か実証分析した。また、株式の所有構造が企業価値に及ぼす影響についても分析を行った。

キーワード：ストック・オプション制、株式の所有構造、
コーポレート・ガバナンス（企業統治）、エージェンシー・コスト

1. はじめに

Berle and Means (1932) の古典的研究により、大規模企業においては株式所有が高度に分散化し、株主に代って経営者が企業を支配することが示された。一般に、大企業における経営者の持ち株比率は低下するので、所有と経営の分離によって、株主と経営者の利害の不一致が生じる。彼らの研究が発表されてから今日に至るまで、株主と経営者の利害の不一致に関する問題は、経営学および経営財務の多くの研究者の注目を集めてきた。

Jensen and Meckling (1976) は、エージェンシー・アプローチを用いて、株主と経営者の利害の不一致から生ずる問題、すなわちエージェンシー問題を分析したことで知られている。彼らによれば、株主と経営者の間に情報の非対称性が存在し、株主と経営者の利害が一致しない場合、経営者は役得を過度に消費をするため、企業価値は低下する可能性がある。このような企業価値の低下は、株式のエージェンシー・コストと呼ばれる。彼らは、経営者の持株比率を高め、株主と経営者の利害を一致させることにより、このコストを削減することができることを示した。

経営者の株式所有以外にも、エージェンシー・コストを削減すると期待され、米国企業で採用されている制度として、ストック・オプション制がある。日本では、商法改正により、1997年にストック・オプションが解禁された。しかし、当初の方式には付与株式数や付与対象者などに制約があったので、2002年に新株予約権方式が創設され、その制約が緩和された。

日本企業ではメインバンクが企業統治を担う重要な経済主体であり、融資先企業のモニタリングを行い、経営者に規律を与えると考えられていた。しかし、バブル期以降、大企業は資本市場での資金調達を積極的に行い、銀行借入れを縮小した。さらにバブル崩壊以降、株式持合いの解消が進展したことにより¹、メインバンクによる規律の効果が働きにくくなり、企業の収益性は著しく低下した²。こうした経済環境の下では、企業の収益性を高める経営改革を行うことは急務である。日本企業は、ストック・

オプション制が企業業績の向上につながると期待して、1997 年以降、同制度の導入を拡大してきた³。

ストック・オプション制は効率的な経営や株価の増加に寄与することが期待されているが、後述の理由により、同制度がうまく機能しない可能性もある。そこで、本稿では、ストック・オプション制が権利付与者のモラルに作用して、企業価値を高める役割を果たしているか、あるいは制度が形骸化しており、そのような役割を果たしていないか、これを分析することを主たる目的とする。また、ストック・オプション制の分析と併せて、株式の所有構造が企業価値に及ぼす影響についても実証分析を行う。

米国企業を対象として、経営者報酬と企業業績との関係を分析した先行研究は多数存在するが、日本企業を対象とした研究は、筆者の知る限りきわめて少ない⁴。バブル経済期以前に機能していたと考えられるメインバンク制を中心とした日本の企業統治が、バブル経済期以降に、十分に機能しておらず、日本経済の低迷が続いているとするならば、企業価値を高めると期待されるストック・オプション制について分析する意義は大きいと考えられる。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節で、ストック・オプション制の問題点について検討する。第 3 節では、はじめに実証分析で用いるデータやモデルについて説明する。次に、2000 年度に日経平均株価に採用された 225 企業を対象とする実証分析を行い、その結果について検討する。第 4 節は結論である。

2 スtock・オプション制の問題点

ストック・オプション制とは、一定の価額で自社株式の譲渡を受ける権利を取締役または従業員に付与するインセンティブ・プランであり、給与・賞与に次ぐ報酬である。その報酬額は株価の上昇に連動するため、権利を付与された者の株価に対する意識が高まり、業績向上への意識あるいはインセンティブの向上をもたらす。

ストック・オプション制には以下のメリットとデメリットがあると考えられる⁵。

第一のメリットは、株主の利益向上効果である。上述のとおり、権利取得者は株価上昇による報酬額の増加を期待するので、彼らの業績向上への意欲は高まる。業績向上が株価の上昇に結びつくと、株主は利益を得ることができる。第二に、ストック・オプションという新しい制度をいち早く採用すること

-
- 1 ニッセイ基礎研究所（2003）によれば、単元数ベースの安定保有比率は、調査が開始された 1987 年度には 42.5%であったが、2002 年度には 26.0%に低下した。このように株式の持合い解消が進展し、金融機関や事業法人の持株比率は低下している。持合い解消の受け皿となったのは外国人株主や年金基金であり、ともに株式保有比率が増加している。
 - 2 財務省の財務総合政策研究所による法人企業統計調査の数値を用いて、全産業の自己資本経常利益率と総資本経常利益率の平均値を推計すると、1980 年代では前者は 19.93%、後者は 3.36%であったが、1990 年代にはそれぞれ 11.12%、2.17%に下落した。
 - 3 1997 年にストック・オプションが解禁されてから、導入企業は約 1200 社（2003 年 10 月 15 日時点）に上る。なお、日本企業におけるストック・オプションの導入状況については、大和証券 SMBC（2003）を参照されたい。
 - 4 米国企業を対象として、経営者報酬と企業業績を分析した先行研究として、Yermark（1995）や Mehran（1995）等がある。また、日本企業を対象とした先行研究として、Kaplan（1994）や蟻川・黒木（2003）等がある。
 - 5 スtock・オプション制のメリットとデメリットについては、奥島・中村（1998、第 6 章）と Hall and Murphy（2003）を参照した。

により、会社の経営姿勢と株価に対する意識の高さを株主にアピールすることができる。第三に、自社株式の価値を活用した他社にない成功報酬制度を確立することにより、優秀な人材確保の手段として活用できるとともに、人材流出防止にも活用することができる。

一方、デメリットについては、第一に、権利を持つ者と持たざる者との間に不公平が生じる可能性がある。例えば、ストック・オプションが付与される対象が、取締役のみの企業もあれば、取締役を含めた全社員の企業もある。後者では、権利取得者が全社員であるため、企業業績を向上させる強いインセンティブが全社員に生じる。一方、前者では、権利取得者が取締役に制限されるため、企業業績向上のインセンティブは取締役にのみ生じ、実績を残しても金銭的に報われない従業員には生じない。このため、権利をもつ者ともたざる者との間に不公平が生じ、企業業績の向上の実現が困難となるかもしれない。また、前者のケースであっても、はじめは企業業績向上のために権利取得者は努力するが、権利行使をして、巨額の利益を得た後は、金銭的に満足して熱心に働かなくなる可能性もある。

第二に、権利取得者のなかでフリー・ライダー問題が発生する可能性もある。企業業績を向上させるためには経営努力が必要であり、これは当事者にとってコストとなる。ある権利取得者が怠慢な態度をとったとしても、他の権利取得者が業績向上のために努力をして、株価が上昇した場合、怠慢な態度をとった権利取得者も、権利行使によりストック・オプションの利得を得ることができる。多くの権利取得者が怠慢な態度をとり、経営努力というコストを被らずに、他の権利取得者の努力にただ乗りしようと考えた場合、ストック・オプションに企業業績を向上させ、株価を上昇させる役割を期待することはできない。

第三に、ストック・オプションには株価が下がったときのペナルティがないという問題もある。株価が下落した場合、株主は株価の下落分だけ損失を被るが、ストック・オプションの権利保有者は権利行使をしなければ実質的な被害がなく、株価が上昇した場合の利得が得られないというペナルティしかない。

第四に、企業が様々な領域で事業を展開している場合、その株価は企業全体の業績を反映するため、業績の良い部門が業績の悪い部門に足を引っ張られて、株価が十分に上がらない可能性がある。全従業員にストック・オプションが付与されていると、業績の良い部門の従業員は貢献度に見合った報酬が得られず、不満をもつことになりかねない。

第五に、株価が企業業績を正確に反映する効率的な株式市場ではなく、株式市場全体の値上がりにつられて株価が決定される状況では、企業業績とは関係なく利益を得ることができ、ストック・オプション制が効果的な報酬制度として機能しない可能性もある。

以上、ストック・オプション制には企業業績の向上および株価の上昇というメリットがあるが、様々なデメリットもあるため、期待通りの効果が現れるか否か不透明である。そこで、以下では、ストック・オプション制が企業経営の効率化に貢献しているか否か実証分析を行う。

3 実証分析

(1) 実証分析の方法

本稿では、ストック・オプションと企業価値との関係を分析するために、2つの回帰分析を行う。第1の回帰分析は、2000年度のクロスセクション・データを利用し、ストック・オプションを採用する企業と不採用の企業との間で、企業価値に相違があるか否か調査する分析である。第2の回帰分析は、

2000 年度にストック・オプションを導入していたことにより、2002 年度の企業価値が向上したか否か調査する分析である。

サンプルの大きさは 192 である。これは、2000 年度に日経平均株価に採用された 225 企業から、ストック・オプション制の採否が不明な 22 企業とデータに不備がある 11 企業を除外した数字である。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）に収録されている企業財務データである。

はじめに、第 1 の回帰分析について説明する。この回帰分析では、企業がストック・オプション制を採用している場合は 1 の値を、採用していない場合は 0 の値をとるストック・オプションに関するダミー変数 (SO) を説明変数とし、企業価値の代理変数である資産の時価・簿価比率 (MB) を被説明変数とする回帰式を利用する。ストック・オプションが企業価値を向上させる役割を果たしている場合、SO の係数は統計的に有意な正の値を示す⁶。本稿で推定する回帰モデルは、以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \text{MB} = & a_0 + a_1\text{SO} + a_2\text{MO} + a_3\text{FI} + a_4\text{FO} + a_5\text{CO} + a_6\text{IO} \\ & + a_7\text{DR} + a_8\text{RD} + a_9\text{AD} + a_{10}\text{LNA} + u_1 \end{aligned} \quad (1)$$

($a_0 \sim a_{10}$: 回帰係数, u_1 : 誤差項)

本稿では、経済主体の持株比率も説明変数として回帰モデルに組み込んだ。その理由は、例えば Lichtenberg and Pushner (1992) や McConnell and Servaes (1990, 1995) 等の多数の先行研究が株式の所有構造と企業業績および企業価値との関連性を指摘しているからである。このような分析により、どの経済主体の株式保有が企業価値の向上に貢献するのかが示される。株式の所有構造に関連する説明変数の定義と被説明変数との関係は、以下のとおりである。

① 経営者の株式保有比率 (MO = (経営者の保有株式数) / (発行済み株式数))

経営者の株式所有と企業価値の関係を理論的に分析した先駆的な研究として、Jensen and Meckling (1976) があげられる。彼らは、経営者の株式保有比率の増加により、経営者が役得の消費を控えるため、株式のエージェンシー・コストは削減され、企業価値は増加することを示している。つまり、経営者が自社の株式を保有することにより、経営者と株主の利害が一致するのである。以上から、経営者の株式保有は企業価値に正の影響を与え、企業価値は経営者の株式保有比率の一次関数となることが示された⁷。

② 金融機関の株式保有比率 (FI = (金融機関の保有株式数) / (発行済み株式数))

金融機関の中には銀行が含まれており、融資先企業と資本的および人的な結合関係を有する銀行は特にメインバンクと呼ばれる。メインバンク制がうまく機能していた時期には、メインバンクによる株式所有は、企業価値に正の影響を及ぼすことが予想される。その論理は、次のとおりである。

6 本稿の分析では、ストック・オプションの導入により企業価値が変化すると仮定し、ストック・オプションに関する変数を外生変数、企業価値に関する変数を内生変数として回帰分析を行った。しかし、経営者が将来の企業価値の向上を予測して、ストック・オプションを導入する可能性もある。この場合、ストック・オプションと企業価値の因果関係は逆になる。ストック・オプションと企業価値の因果関係に関する分析は、今後の課題としたい。

7 経営者による株式所有と企業価値との関係を実証分析した先行研究は多数存在する。例えば、Morck, Shleifer, & Vishny(1988), McConnell & Servaes(1990, 1995), 手嶋(2000) 等がある。

メインバンクは融資先企業の大株主であり、しばしば融資先企業に対して役員を派遣して、モニタリング（監視）を行っている。これによって、両経済主体間の情報の非対称性がかなり解消されるため、負債のエージェンシー・コストは削減される⁸。一般に、企業に対する供給資金が増加すれば、メインバンクはモニタリング活動をより積極的に行うと予想される。よって、メインバンクの株式保有比率が増加すると、モニタリング活動を通じて、負債のエージェンシー・コストはより多く削減される⁹。そして、負債のエージェンシー・コストが削減される時、その削減額に見合う分だけ企業価値は増加する。したがって、メインバンクの株式保有は企業価値に正の影響を与えることが予想される¹⁰。

メインバンク制が機能していたと考えられるバブル経済期以前には、このような議論が成立する可能性は高い。しかし、バブル経済期以降、大企業を中心に間接金融から直接金融へのシフトが進み、「銀行離れ」が進展した。また、バブル経済の崩壊以降は、メインバンクが保有していた融資先企業の株式の売却が行われた。メインバンクの融資額と保有株式数の減少により、メインバンクから融資先企業への規律が働きにくくなったと考えられる。この場合、銀行の株式保有は企業価値に負の影響を及ぼすと予想される。

また、金融機関には保険会社も含まれている。保険会社は、短期的な利殖を目的とする株式の取得を行うのではなく、長期的な視点に立って資金運用の一環として投資活動を行うが、しばしば投資先企業の保険契約を獲得するための政策投資が行われる。このような投資は株式投資による金銭的利益を犠牲にした投資であるため、保険会社の株式投資が企業価値に負の影響を及ぼす可能性もある¹¹。その理由は、次のとおりである。

保険会社が政策投資を行い、投資先企業と保険契約を締結しているとする。一般に、企業の経営者は株主からの経営干渉を好まない。保険会社にとって、投資先企業は保険を購入してくれる顧客であるため、保険会社が投資先企業の株主総会で積極的に議決権を行使する可能性は低い。保険会社が議決権行使に消極的な態度をとれば、企業経営者に規律を与えることができず、株式投資のパフォーマンスは悪化すると予想される。

このように金融機関の株式保有が企業価値に及ぼす影響を理論的に示すことは困難である。そこで、以下の実証分析により検証する。

③ 事業会社の株式保有比率 ($CO = (\text{事業会社の保有株式数}) / (\text{発行済み株式数})$)

一般に、企業間の取引は信頼関係の上に成り立っている。しかし、そうした信頼関係を破って当事者の一方が「裏切り」的行動をとると、裏切られた側の利益は減少するが、裏切った側の利益は増加する。よって、両企業がともに相手企業を裏切るため、互いに相手企業を信頼し、協調的行動をとった場合と比較して、取引から得られる各々の企業の利益は減少する¹²。

8 株主（経営者）と債権者の間に情報の非対称性が存在し、両者の利害の不一致により発生するコストを負債のエージェンシー・コストと呼ぶ。

9 わが国のメインバンクの株式保有が負債のエージェンシー・コストの削減に有効であることを示した実証研究として、Prowse(1990)や池尾・広田(1992)がある。

10 金融機関の株式所有と企業業績との関係を分析した実証研究として、Lichtenberg and Pushner(1992)がある。かれらの実証結果によれば、日本の製造企業においては、金融機関の株式所有と企業業績は正の関係にある。

11 金融機関には、この他に投資信託や年金信託が含まれている。これらが企業価値に及ぼす影響は、モニタリング活動をとおして、どの程度、経営者に規律を与えられるかに依存する。

12 こうした状況はゲーム理論でいう「囚人のジレンマ」に相当する。

事業取引関係がある企業間で株式の持合いがなされている場合、投資先企業に圧力をかけることができるので、相手企業は事業取引上の「裏切り」的行動はとれなくなり、取引当事者は互いに協調的行動をとる。その結果、ともに相手企業を裏切る場合と比べて、各企業は取引から得られる利益を増大させることができる¹³。よって、事業会社の株式保有は企業価値に正の影響を与えるといえる¹⁴。

一方、事業会社の間で株式の持合いが高い水準で行われている場合、敵対的乗っ取りの脅威が経営者にならないため、企業経営が非効率的に行われる可能性が高まる。よって、事業会社の株式保有は企業価値に負の影響を及ぼすといえる¹⁵。

以上述べたように、事業会社の株式保有が企業価値および企業業績に及ぼす影響については、相対立する見解が提示されている¹⁶。本稿では実証分析によりいずれの見解が妥当かについて検証する。

④ 外国人株主の株式保有比率 ($FO = (\text{外国人株主の保有株式数}) / (\text{発行済み株式数})$)

バブル経済の崩壊以降、日本企業が売却した持合い株式を購入し、株式持合い解消の受け皿となったのが外国人株主である¹⁷。1990年以降、株価が下落し、日本企業の株式が割安となった。そこで、国際的な分散投資を行う海外の機関投資家が市場に放出された株式を自らのポートフォリオに組み込んだのである。

外国人株主は、日本企業の経営者に資本の効率性を重視した経営を求めている。保有株の増大を背景に米国の年金基金が利益金処分案などについての議決権行使を通じ、日本企業の株主軽視の経営に注文をつける動きも見られる。このような外国の投資家の行動は、日本企業に対し株主重視の経営への転換を迫るものであり、外国人の株式保有比率は企業価値に正の影響を及ぼすと予想される。

⑤ 個人株主の株式保有比率 ($IO = (\text{個人株主の保有株式数}) / (\text{発行済み株式数})$)

一般に、各々の個人株主の持株比率は低いいため、個人株主が経営者をモニタリングして、企業経営に干渉しても、そのような行動から得られる便益は、モニタリング・コストと比較して低くなる可能性が高い。このため、個人株主が株式を保有しても、企業価値を高める効果は低いと考えられる。よって、個人株主の株式保有比率は企業価値に負の影響を及ぼすと予想される。

一方、松浦(2003)によれば、個人株主の株式保有比率の上昇は企業業績を高める可能性もある。

13 以上の議論の詳細については、伊藤(1993)を参照されたい。

14 事業会社の株式保有が企業価値および企業業績に正の影響を及ぼす根拠として、以上の議論の他に、シェアード(1997, 1995)をあげることがきである。シェアードの見解は次のとおりである。株式持ち合いにより、乗っ取りが防止されたり、企業の存続自体が危うくなるような経営破綻に陥ることが防止されるので、企業は従業員に対して終身雇用を保証することができる。従業員の長期雇用が確保されると、企業内での従業員による人的資本投資が促進され、その結果、企業の生産性や競争力が高まる。このようなシェアードの見解により、事業会社の株式保有は企業価値および企業業績に正の影響を与えるといえる。

15 Lichtenberg and Pushner(1992)の実証研究では、事業会社の株式保有が企業業績に負の影響を及ぼすことが示された。

16 財務省財務総合政策研究所(2003)は、1999年度と2002年度のアンケート調査において、8割以上の企業が株式の持合いをしていると述べている。その理由として、約7割の企業が「長期で安定した取引関係を形成できる」と回答しているが、約2割の企業は「以前から存在するだけで、特にメリットはない」と回答している。これらの数字は、株式持合いに対する見解が経営者の間で異なることを示している。

17 全国証券取引所(2003)によれば、外国人株主(法人+個人)の保有比率は、1990年度には4.7%であったが、2002年度には17.7%に増加した。

個人株主が要求するリターンを企業が達成できないとき、その株式は売却される。企業が株式の持合いを行っている場合、株価の下落は資産効率を低下させ、持合い先の経営を悪化させる。これにより株式持合いのコストは増加する。経営者がこのことを予測し、株式持合いの継続を望むとき、個人株主の要求にも応えざるをえない。したがって、個人株主の株式保有比率は企業価値に正の影響を及ぼすことも予想される。

以上から、個人株主の株式保有が企業価値に及ぼす影響を理論的に示すことは困難である。そこで、以下の実証分析により検証する。

さらに、企業価値に影響を及ぼす要因をコントロールするため、先行研究から企業価値と関係があるとされている変数を制御変数として上記の回帰式に組み入れた¹⁸。

次に、第 2 の回帰分析について説明する。一般に、企業がストック・オプション制を導入した直後に経営効率が改善することはまれであり、しばらく時間が経過した後にその効果が確認できると予想される。そこで、2000 年度における各企業のストック・オプションの採否を示すダミー変数 (SO) を説明変数とし、2002 年度の財務データを利用して推計した MB2002 を被説明変数とする回帰分析を行った。なお、2002 という数字が変数の末尾に添えられている場合は、2002 年度の財務データを用いて変数の算出を行ったことを示している。

ストック・オプションが権利保有者のインセンティブに作用して、企業価値を高める効果が数年後に現れる場合、SO の係数は、統計的に有意な正の符号をとると予想される。

なお、回帰式は以下のとおりである。(2) 式では、(1) 式と異なり、回帰式に株式の所有構造と関連する説明変数を組み込まず、4 つの制御変数のみを組み込んだ。

$$MB2002 = b_0 + b_1SO + b_2DR2002 + b_3RD2002 + b_4AD2002 + b_5LNA2002 + u_2 \quad (2)$$

($b_0 \sim b_5$: 回帰係数, u_2 : 誤差項)

(2) 実証結果の検討

はじめに、ストック・オプションの採用企業 (SO=1) と不採用企業 (SO=0) にサンプルを分類し、両グループにおいて 2000 年度の企業業績の平均値に統計的な差があるか否かを分析した。本稿では、企業業績の尺度として、資産の時価・簿価比率 (MB)、株主資本利益率 (ROE)、使用総資本経常利益率 (ROA)、そして投資収益率 (ROI) を用いた。これらの収益性指標には次のような差がある。つまり、企業価値の代理変数である MB は、企業の当期の業績のみならず、将来の成長可能性も反映した収益性指標である。一方、ROE、ROA、そして、ROI は当期の企業業績のみを反映した収益性指標である。

算出の結果、全ての企業業績の尺度において、ストック・オプション採用企業の平均値が不採用企業のそれより高い数値をとっていた。また、Wilcoxon の順位和検定の結果は、MB と ROE に関しては、1% の有意水準で統計的に差があり、ROA と ROI に関しては、5% の有意水準で統計的に差があること

18 制御変数の選択に際しては、McConnell and Servaes(1990, 1995)、Morck et al.(1988)、そして Chen et al.(1993) を参照した。なお、変数の定義は次のとおりである。① 総資産 (LNA = 総資産の自然対数)。② 負債比率 (DR = (長期負債)/(総資産))。③ 研究開発費比率 (RD = (研究開発費)/(総資産))。④ 広告費比率 (AD = (広告・宣伝費)/(総資産))。

を示していた。

表1 記述統計

A. サンプル全体 (観測値の数：192)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
(1) 企業価値				
MB	1.432	2.194	0.167	25.932
(2) ストック・オプション				
SO	0.214	0.411	0.000	1.000
(3) 株式の所有構造				
MO	0.004	0.012	0.000	0.088
FI	0.436	0.129	0.000	0.652
FO	0.158	0.117	0.000	0.683
CO	0.129	0.086	0.000	0.490
IO	0.222	0.125	0.000	0.607
(4) 制御変数				
DR	0.241	0.155	0.000	0.661
RD	0.026	0.027	0.000	0.132
AD	0.008	0.012	0.000	0.076
LNA	27.167	1.103	24.235	30.291

B. ストック・オプションを採用している企業 (観測値の数：41)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
(1) 企業価値				
MB	2.374	4.002	0.312	25.932
(2) 株式の所有構造				
MO	0.007	0.014	0.000	0.059
FI	0.443	0.093	0.168	0.634
FO	0.219	0.141	0.039	0.683
CO	0.135	0.086	0.010	0.408
IO	0.184	0.105	0.047	0.501
(3) 制御変数				
DR	0.205	0.134	0.000	0.549
RD	0.033	0.029	0.000	0.103
AD	0.010	0.014	0.000	0.055
LNA	27.265	1.158	24.235	29.682

C. ストック・オプションを採用していない企業 (観測値の数：151)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
(1) 企業価値				
MB	1.175	1.244	0.167	11.936
(2) 株式の所有構造				
MO	0.004	0.011	0.000	0.088
FI	0.434	0.138	0.000	0.652
FO	0.141	0.104	0.000	0.533
CO	0.127	0.086	0.000	0.490
IO	0.232	0.128	0.000	0.607
(3) 制御変数				
DR	0.251	0.159	0.000	0.661
RD	0.024	0.026	0.000	0.132
AD	0.007	0.011	0.000	0.076
LNA	27.140	1.091	25.089	30.291

表2 Wilcoxonの順位和検定

	SO=1のサンプル (観測値の数：41)	SO=0のサンプル (観測値の数：151)	Z値	p値
MB	2.374	1.175	-4.153	0.000
ROE	4.319	-2.776	-2.887	0.004
ROA	4.385	2.916	-2.407	0.016
ROI	7.719	5.135	-2.32	0.020
MB2002	1.276	0.849	-3.25	0.001
ROE2002	-1.391	-0.883	0.198	0.843
ROA2002	3.025	2.723	-0.648	0.517
ROI2002	8.442	5.953	0.12	0.904

次に、回帰式に組み込んだ各変数間の相関係数を算出した。株式の所有構造と関係がある変数と企業価値との関係を確認すると、MO および FO と MB との相関係数が正、FI、CO、そして IO と MB との相関係数が負となっていた。この結果は、経営者および外国人株主の持株比率の増加が企業価値を高める可能性があることを示唆している。しかし、金融機関、事業法人、そして個人の持株比率の増加は、企業価値を低下させる可能性があることを示唆する。

表3 相関係数(観測値の数：192)

変数	MB	RD	AD	MO	FI	FO	CO	IO	LNA
RD	0.160								
AD	0.052	0.152							
MO	0.201	-0.097	-0.052						
FI	-0.202	0.200	0.071	-0.107					
FO	0.386	0.394	0.087	0.089	0.105				
CO	-0.187	-0.183	0.014	-0.031	-0.083	-0.208			
IO	-0.294	-0.310	-0.095	0.145	-0.096	-0.482	0.033		
LNA	-0.134	0.029	-0.128	-0.030	-0.127	0.083	-0.150	-0.192	
DR	-0.124	-0.405	-0.301	-0.231	-0.127	-0.328	-0.019	0.314	0.250

表4 第1の回帰分析の結果

説明変数	(A)	(B)
SO	0.685 ** (2.070)	0.685 ** (2.310)
MO	42.108 *** (3.390)	42.108 (1.580)
FI	-4.846 *** (-4.690)	-4.846 ** (-2.040)
FO	4.263 *** (3.050)	4.263 (0.940)
CO	-4.622 *** (-2.910)	-4.622 ** (-2.220)
IO	-5.522 *** (-4.270)	-5.522 ***
DR	2.870 *** (2.600)	2.870 (1.210)
RD	7.320 (1.250)	7.320 (1.450)
AD	5.375 (0.460)	5.375 (0.690)
LNA	-0.647 *** (-4.990)	-0.647 * (-1.740)
観測値の数	192	192
R ²	0.379	0.379
ADJ-R ²	0.345	-

(注) (1) (A)は伝統的なOLSの結果である。
 (B)はWhite(1980)の不均一分散と整合的なOLS分散推定量を用いて計算した結果である。
 (2) 数値は係数の値、かつこ内はt値である。
 また、*、**、***はt検定でパラメータがゼロである帰無仮説をそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で棄却できることを示している。

次に、第 1 の回帰分析の結果を検討する。はじめに、伝統的な最小 2 乗法 (Ordinary Least Squares: OLS) を用いた分析結果を確認すると、SO の係数の符号は正であり、5% の有意水準で統計的に有意であった。この結果は、ストック・オプションが企業価値を高める効果を有することを示唆しており、他の条件が同一であれば、ストック・オプション採用企業は、不採用企業と比べて、0.685 (小数点第 4 位で四捨五入) だけ、資産の時価・簿価比率が高いことが示された¹⁹。

株式の所有構造と関連する変数と MB との関係を確認すると、MO および FO の係数の符号は正であり、1% の有意水準で統計的に有意であった。この結果は、経営者および外国人の持株比率の増加が企業価値を高める可能性があることを示唆している。しかし、FI, CO, そして IO の係数の符号は負であり、1% の有意水準で統計的に有意であった。この結果は、金融機関、事業法人、そして個人の持株比率の増加は、企業価値を低下させる可能性があることを示唆する。

MO の係数は 42.1 (小数点第 2 位で四捨五入)、FO の係数は 4.3 (小数点第 2 位で四捨五入) である。つまり、経営者の株式所有が企業価値に及ぼす効果は、外国人株主の株式所有より約 10 倍大きいことが示されている。経営者の持株比率を 1% 増加させると、資産の時価・簿価比率が 0.421 だけ増加する。ストック・オプションを採用し、かつ経営者の持株比率が 1% の企業と、ストック・オプションを採用せず、かつ経営者の持株比率が 0% の企業とを比較すると、他の条件を同一とすれば、前者の MB は、後者のそれより 1.106 (= 0.421 + 0.685) 高くなり、その差は極めて大きい。

また日本企業に多額の出資を行う外国人株主は、主に年金や投資信託などの長期の運用資金が中心である。彼らは、収益力が高く、かつ投資家向け広報 (IR) や企業統治改革に力を入れている企業を高く評価している。外国人株主からの収益力向上や経営改革に対する圧力が企業価値を高める役割を果たしていることが、本稿の実証結果からも確認できた²⁰。

前節において、取引関係のある企業間で株式を持ち合うことにより、企業が協調的行動をとるようになり、各企業の取引から得られる利益が増大する可能性があるとして説明した。だが、本稿の分析結果では、そのような効果が確認できなかった。また、前節で、メインバンクが融資先企業に規律を与える役割を果たしている場合、金融機関の株式保有が企業価値を高める可能性があるとして説明した。しかしながら、メインバンクによる融資先企業に対する規律の効果は確認できず、有意な負の影響を検出した²¹。本稿の分析結果から、個人株主の株式所有が企業価値に負の影響を及ぼすという予測が支持された。この結果から、各々の個人株主の持株比率が低いため、個人株主には企業に対してモニタリングを行うインセンティブがあまりないことが示された。

また、分散拡大要因 (Variance Inflation Factor : VIF) の値は低く、多重共線性の問題は生じてい

19 筆者は、頑健性のテスト (robustness test) を行うために、(1) 式から株式の所有構造に関連する変数を除外して、伝統的な OLS を行った。実証結果は、SO の係数が正となり、1% の有意水準で統計的に有意であった。

20 表 1 から、2000 年度においてストック・オプションを採用している企業と採用していない企業について、FO の平均値はそれぞれ 22%、14% であった。両者の平均値の差が統計的に有意であるか否か Wilcoxon の順位和検定を行った結果、1% の有意水準で有意であった。この結果は、企業業績の向上をもたらすと期待されるストック・オプション制を採用する企業を、外国人が評価していることを示唆している。

21 本稿の分析では、金融機関の中に銀行、保険会社、投資信託、年金信託が含まれている。したがって、各経済主体が企業価値に及ぼす影響が明らかではないため、メインバンクに融資先企業に対する規律の効果がないとは断定できない。より詳細な分析は、今後の課題としたい。

なかった。しかし、Breush-Pagan テストを行ったところ、不均一分散が生じている可能性があったので、White (1980) による不均一分散と整合的な OLS の結果も表 4 に掲載した。係数の大きさや符号については、伝統的な OLS とほぼ同様の結果が得られた。しかし、p 値の値が大きくなり、統計的有意性に問題がある変数もある。例えば、MO や FO の p 値は、5% の有意水準でも統計的に有意とは言えなかった。しかし、SO、FI、CO、IO の p 値は低く、伝統的な OLS の結果とほぼ同様である。

次に、第 2 の回帰分析の結果について検討する。回帰結果を検討する前に、2000 年度においてストック・オプションを採用している企業 (SO=1) と採用していない企業 (SO=0) にサンプルを分類し、両グループにおいて 2002 年度の企業業績に統計的な差があるか否かを分析した。

表 2 から、ROE2002 を除く企業業績の尺度において、ストック・オプション採用企業の平均値が不採用企業のそれより高い数値をとっていた。しかし、ROE2002、ROA2002、そして ROI2002 に関して Wilcoxon の順位和検定を行うと、5% の有意水準で統計的に差があるとは言えなかった。しかし、MB2002 の Wilcoxon の順位和検定の結果は、1% の有意水準で統計的に差があることを示していた²²。

表5 第2の回帰分析の結果

説明変数	(C)	(D)
SO	0.362 *** (3.040)	0.362 * (1.840)
DR2002	-0.403 (-1.100)	-0.403 (-1.130)
RD2002	5.024 *** (2.650)	5.024 *** (2.780)
AD2002	4.406 (0.940)	4.406 (0.800)
LNA2002	-0.019 (-0.410)	-0.019 (-0.230)
観測値の数	192	192
R ²	0.132	0.132
ADJ-R ²	0.109	-

- (注) (1) (C)は伝統的なOLSの結果である。
 (D)はWhite(1980)の不均一分散と整合的なOLS分散推定量を用いて計算した結果である。
 (2) 数値は係数の値、かっこ内はt値である。
 また、*、**、***はt検定でパラメータがゼロである帰無仮説をそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で棄却できることを示している。

次に、第 2 の回帰分析の結果を検討する。はじめに、伝統的な OLS を用いた分析結果を確認すると、SO の係数の符号は正であり、1% の有意水準で統計的に有意であった。この結果は、ストック・オプションの採用により、2 年後の企業価値が増加することを示している。他の条件が同一であるとき、2000 年度においてストック・オプションを採用している企業は、不採用企業と比べて、0.362 (小数点第 4

22 本稿では、2000 年度におけるストック・オプション採用の効果を、2 年後の 2002 年度の企業業績により検証した。しかし、ストック・オプションが企業業績を高める効果を確認できるのに、より長い年月がかかるので、収益性指標に統計的に有意な差が生じなかった可能性がある。

位で四捨五入) だけ、資産の時価・簿価比率が高いことが示された。

また、VIF の値が低く、多重共線性の問題は生じていなかった。しかし、Breusch-Pagan テストを行ったところ、不均一分散が生じている可能性があったので、White (1980) による不均一分散と整合的な OLS の結果も表 5 に掲載した。係数の大きさや符号については、伝統的な OLS と同様の結果が得られた。しかし、SO の p 値が大きくなり、10% の有意水準では統計的に有意であるが、5% の有意水準では統計的に有意とは言えなくなった。

4 終りに

本稿では、ストック・オプションが企業価値を高める役割を果たしているか否かについて実証分析を行った。はじめに、2000 年度時点でストック・オプションを採用している企業と不採用企業とに分類し、回帰分析を行うことにより、ストック・オプションの採用が企業価値を高める役割を果たしているか否かを分析した。また、ストック・オプションが権利取得者のモラルに作用して、企業価値を高める効果が現れるのに暫く時間がかかると考えられる。そこで、2000 年度時点でストック・オプションを採用している企業と不採用企業との間には、2002 年度の企業価値に相違があるか否かも分析した。

前者の分析により、ストック・オプションの採用企業は、不採用企業より企業価値が高いことが示された。また、企業価値のみならず、ROE などの企業業績の尺度においても、ストック・オプション採用企業は、不採用企業よりも高い数値を示していた。

後者の分析に関しては、伝統的な OLS では、ストック・オプションの採用企業が不採用企業より 2002 年度の企業価値が高いという分析結果が得られた。しかし、不均一分散と整合的な OLS では、統計的な有意性に若干の問題があった。このため、ストック・オプションの採用が数年後の企業価値にプラスの影響を及ぼすという断定的な結論を導き出すことはできなかった。

また、本稿では、ストック・オプションの有効性に関する分析の他に、株式の所有構造が企業価値に及ぼす影響についても分析を行った。分析結果から、経営者と外国人株主の株式所有が企業価値を高める可能性があり、金融機関、事業法人、個人の株式所有は企業価値を減少させる可能性があることが示された。

本稿の分析から、ストック・オプションが企業価値の向上に有効であることを示す実証結果が得られた。しかし、上述の通り、ストック・オプションには株価が下がったときのペナルティがないという問題がある。したがって、ストック・オプションのみに経営効率改善の役割を期待するのは必ずしも説得的とはいえない。

さらに、本稿の分析により、経営者の株式所有が企業価値を高める効果が確認できた。だが、次の理由により、経営者の株式所有のみに企業価値を向上させる役割を期待することは困難であろう。経営者が保有する富(財産)には制約があるため、経営者の持ち株比率を高めることは困難である。また、経営者の行動がリスク回避的である場合、経営者の富の大部分を自社株に投資させると、経営者が最適分散投資をすることができず、経営者に過剰な投資リスクを負担させることになる。

以上の分析結果から、企業価値を高めるためには、ストック・オプション制と経営者の株式所有を併用する必要があると筆者は考える。

■参考文献

- [1] 蟻川靖浩・黒木文明(2003), 「経営者インセンティブへのコーポレートガバナンスの影響」, 早稲田大学ファイナンス研究所ワーキングペーパーシリーズ, WIFS-03-001.
- [2] Berle, A., and G. Means(1932), *The Modern Corporation and Private Property*, New York, MacMillan(北島忠男訳『近代株式会社と私有財産』文雅堂銀行研究社, 1958).
- [3] Chen, H., J. L. Hexter, and M. Y. Hu(1993), "Management Ownership and Corporate Value," *Managerial and Decision Economics*, 14, pp.335-346.
- [4] 大和証券SMBC(2003), 「ストック・オプション導入会社の年度別推移, 規模別割合, 権利行使期間とアップ率の分布など」
(URL: <http://www.daiwa.co.jp/daiwasmbc/Stockoption/index-s.html>)
- [5] Hall, B. J. and K. J. Murphy(2003), "The Trouble with Stock Options," NBER Working Paper No. 9784, June.
- [6] 市村誠(1996), 「わが国企業のフリー・キャッシュ・フローとコーポレート・ガバナンスに関する一考察」, 柴川林也編『経営財務と企業評価』同文館。
- [7] 池尾和人・広田真一(1992), 「企業の資本構成とメインバンク」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』, 39-71頁, 東京大学出版会。
- [8] 伊藤邦雄(1993), 「株式持ち合い その螺旋型ロジック・シフト」伊丹敬之・加護野忠雄・伊藤元重編『日本の企業システム』, 第1巻, 151-189頁, 有斐閣。
- [9] Jensen, M. C. and W. H. Meckling(1976), "Theory of Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 3, pp.305-360.
- [10] Lichtenberg, F. R. and G. M. Pushner(1992), "Ownership Structure and Corporate Performance in Japan," NBER Working Paper No. 4092.
- [11] Kaplan, S. N.(1994), "Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the United States," *Journal of Political Economy*, 102, pp.510-546.
- [12] 松浦克己(2003), 「企業金融・株式所有構造の変遷と企業業績への影響 - 地価依存と持ち合いの効果-」花崎正晴・寺西重郎編『コーポレート・ガバナンスの経済分析』, 207-231頁, 東京大学出版会。
- [13] McConnell, J. J. and H. Servaes(1990), "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value," *Journal of Financial Economics*, 27, pp.595-612.
- [14] McConnell, J. J. and H. Servaes(1995), "Equity ownership and the two faces of debt," *Journal of Financial Economics*, 39, pp.131-157.
- [15] Mehran, H.(1995), "Executive compensation structure, ownership, and firm performance," *Journal of Financial Economics*, 38, pp.163-184.
- [16] Morck, R., A. Shleifer, and R. W. Vishny(1988), "Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics*, 20, pp.293-315.
- [17] ニッセイ基礎研究所(2003), 「株式持ち合い状況調査 2002年度版」。
- [18] 奥島孝康・中村金夫(1998)『ストック・オプションのマネジメント』, 日本コーポレート・ガバナンス・フォーラム編, ダイアモンド社。
- [19] Prowse, S. D.(1990), "Institutional investment patterns and corporate financial behavior

- in the United States and Japan,” *Journal of Financial Economics*, 27, pp.43-66.
- [20] シェアード, ポール(1995), 「株式持合いとコーポレート・ガバナンス」青木昌彦/ロナルド・ドアー編『国際・学際研究システムとしての日本企業』, 389-435頁, NTT出版。
- [21] シェアード, ポール(1997), 『メインバンク資本主義の危機』東洋経済新報社。
- [22] 柴川林也(1989), 「エージェンシー理論と経営財務」『企業金融と経営問題』(日本経営財務研究会編)中央経済社。
- [23] 手嶋宣之(2000), 「経営者の株式保有と企業価値－日本企業による実証分析－」『現代ファイナンス』No.7. 41－55頁。
- [24] White, H.(1980), “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48, pp.817-837.
- [25] Yermack, D.(1995), “Do Corporations award CEO Stock Options effectively?” *Journal of Financial Economics*, 39, pp.237-269.
- [26] 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」。
- [27] 全国証券取引所(2003), 「平成14年度株式分布状況調査結果について」。