



ID	JJF00261
----	----------

論文名	ストック・オプションの導入と企業特性の関係 —日本企業の実証分析—
	An empirical analysis of the relationships between the adoption of stock option plans and firm characteristics in Japan
著者名	三輪晋也
	Shinya Miwa
ページ	35-52

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第28巻第2号
	Vol.28 / No. 2
発行年月	2008年12月
	Dec. 2008
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

ストック・オプションの導入と企業特性の関係 — 日本企業の実証分析 —

三輪 晋也
(国士舘大学)

要 旨

本稿では、日本企業のストック・オプション導入と企業特性の関係について実証分析を行った。その結果、取締役会の構造や株式の所有構造、資本構成などの要因がストック・オプションの導入と関係を有する可能性があることが示された。

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

1 はじめに

バブル経済の崩壊以降、長期間にわたり低迷していた日本経済を活性化するため、1997年の商法改正により、ストック・オプション制が本格解禁された。ストック・オプション制は、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¹。

年度別の導入会社数は2004年まで右肩上がりに増加し、2006年9月30日時点では計2,355社がストック・オプションを利用した（大和証券 SMBC (2006) を参照）。業種別のストック・オプションの採用動向を確認すると、①医薬・電機等の技術セクターや②小売・卸売・サービス等の消費セクターで導入が進んでいる（宮島・黒木 (2004) を参照）。

それでは、どのような要因が日本企業のストック・オプションの導入に影響を及ぼすのであろうか。本稿の目的は、日本企業の実情調査（fact finding）として、2003年度の東証一部上場企業のデータを用いた実証分析を行い、ストック・オプションの導入と企業特性（例えば、株式の所有構造や取締役会の構造、資本構成など）の関係を明らかにすることである²。

本稿と同様の問題意識から、日本企業のデータを用いて、ストック・オプション導入の決定要因に関する実証分析を行った先行研究として、乙政(2004)や Uchida(2006)がある。乙政(2004)は、ストック・

1 Kato et al. (2005) と三輪(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。
2 なお、本稿では、ストック・オプションの導入と企業特性の因果関係については分析しない。

オプション導入の決定要因に関する先行研究を整理したうえで、先行研究で取り上げられた資産の時価・簿価比率や負債比率などが、ストック・オプションの導入に及ぼす影響を分析した。そして、これらの要因がストック・オプションの導入と統計的に有意な関係を有することを示した。また、Uchida (2006) は、ストック・オプションの導入確率と負債比率の間には負の関係があり、この関係は、系列やメインバンクと関係を有する企業において顕著になることなどを示した。

先行研究と本研究の主たる相違点は、次のとおりである。日本企業を対象とした乙政 (2004) と Uchida (2006) は、取締役会の構造とストック・オプション導入の関係を分析しなかった。一方、米国企業を対象とした先行研究の一部は、取締役会に占める社外取締役の割合とストック・オプション導入の関係について分析を行っている。しかし、取締役会の構造の他の側面、例えば、企業と利害関係をもたない社外取締役の割合や取締役会の規模などが、ストック・オプションの導入とどのような関係を有するかの分析は、筆者の知る限り行われていない。本稿では、取締役会の構造と関連する様々な要因や米国型経営機構の採否がストック・オプションの導入とどのような関係を有するのか実証的に分析した。

また、本稿では、株式の所有構造の変数として、経営者や外国人株主の持株比率と株式の持合い比率を用いた。米国企業を対象とした先行研究では、経営者の株式所有とストック・オプション導入の関係が主に分析されている。また、日本企業を対象とした先行研究では、経営者と外国人株主の株式所有が分析に含まれている (例えば、Uchida (2006) を参照)。しかし、筆者の知る限り、先行研究において、株式の持合いとストック・オプション導入の関係は分析されていない。

本研究の主たる実証結果は次のとおりである。第 1 に、取締役会の構造はストック・オプションの導入と関係を有する可能性が高い。例えば、社外取締役の割合はストック・オプションの導入確率と正の関係を有する可能性がある。また、取締役会の規模はストック・オプションの導入確率と負の関係を有する可能性がある。これらの結果から、米国型のコーポレート・ガバナンス改革に積極的に取り組んでいる企業では、ストック・オプションを導入している可能性が高いと推測される。

第 2 に、経営者や外国人株主の株式所有はストック・オプションの導入と補完的な関係を有する可能性がある。一方、株式の持合いは、一部の係数が統計的に有意ではなかったため、ストック・オプションの導入に影響を与えるという証拠が得られなかった。

ストック・オプションのような株価連動報酬 (equity-based compensation) の決定要因について、米国企業のデータを用いた実証研究は多数存在する。しかし、日本企業を対象とした実証研究は、筆者の知る限り極めて少ない。日本企業がストック・オプションを有効に活用するためには、ストック・オプションに関する実証的証拠を蓄積することが重要と思われる。

本稿の構成は次のとおりである。2 節では、ストック・オプション導入と企業特性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に、実証結果について検討する。4 節は結論である。

2 スtock・オプション導入と企業特性の関係に関する検討

以下では、ストック・オプションの導入が企業特性とどのような関係をもつ可能性があるか検討する³。

3 以下の仮説の説明は、主に Ryan and Wiggins (2001) を参照した。

2.1 企業の投資機会とリスク

はじめに、ストック・オプションの導入と企業の投資機会との関係について検討する。研究開発 (R & D) 投資は通常の実物資産に対する投資よりリスクが高い。なぜなら、研究開発投資は成果が現れるのに長い時間を要するため、評価が難しく、不確実性が高いからである。投資が長期間に渡り、その不確実性が高まるほど、エージェンシー問題の発生確率は高まり、この問題が経営者の報酬構造に影響を及ぼす⁴。

本稿では、R & D と経営者報酬の関係を捉えるため、研究開発費を総資産で割った研究開発費比率 (RD) を利用する。RD が高い企業ほど、エージェンシー問題が発生する可能性は高いので、この問題を解消するために、ストック・オプションを利用する必要性は高い。換言すれば、RD が高い企業では、ストック・オプションが利害調整のためのより有効な手段となりうるため、高い RD はストック・オプションの導入を促す可能性がある。

Ryan and Wiggins (2001) は、米国企業を対象とした実証分析を行い、この仮説が支持されることを示した。また、Barron and Waddell (2003) は、プリンシパル-エージェンツ・モデルを利用した理論的分析により、研究開発費が高い企業では、経営者の報酬総額に占める株価連動報酬の割合が高くなるとの仮説を導出した。そして、米国企業を対象とした実証分析を行い、仮説が支持されることを示した。

また、成長の可能性が高い企業では、既存の資産からの収益というより、むしろ将来の投資から生じる収益によって、企業価値の大部分が構成される。将来の投資決定の結果は不確実なため、高成長企業では経営者を十分にモニターするのは困難である。したがって、株主の富を最大化するように経営者を動機付けるために、高成長企業では経営者の報酬としてストック・オプションを利用する可能性は高い。

本稿では、企業の成長機会の代理変数として、資産の時価・簿価比率 (Q) を利用する。企業の成長可能性が大きくなれば、定義式 (3.1 節を参照) の分子にある「株式時価総額」が増大するので、Q も増加する。この比率はストック・オプションの導入確率と正の関係を有する可能性がある。

Ryan and Wiggins (2001) は、この仮説が支持されることを示した。また、Barron and Waddell (2003) は、Q が高い企業では、株価連動報酬の割合が高くなるとの仮説を導出し、仮説を支持する実証的証拠を得た⁵。一方、日本企業を対象として実証分析を行った乙政 (2004) も、Q がストック・オプションの導入と統計的に有意な正の関係を有することを示した。しかし、Uchida (2006) では、統計的に有意ではなく、仮説は支持されなかった。

次に、ストック・オプションの導入と企業のリスクとの関係について検討する。Ryan and Wiggins (2001) によれば、経営者がリスク回避型である場合、経営者はリスクの高い投資案を棄却する可能性が高い。リスクは高いが、正味現在価値が正の投資案を有する企業では、経営者報酬の下方リスクを

4 プリンシパル (依頼人) とエージェンツ (代理人) の間で目的の相違と情報の非対称性が存在する場合、代理人が依頼人の利益に適った行動をとらないというエージェンシー問題が発生する。依頼人は代理人と適切な報酬契約を締結することにより、エージェンシー問題を緩和できる。

5 米国企業を対象として、この仮説を支持する実証的証拠を得た先行研究として、この他に、Kole (1997) がある。また、Smith and Watts (1992) も、この仮説と同じ主旨の仮説を立てて実証分析を行い、仮説と整合的な実証結果を得た。

回避するストック・オプションを経営者に与えて、経営者が負担するリスクをコントロールすることが望ましい⁶。したがって、リスクの高い投資機会を有する企業ほど、ストック・オプションを利用する可能性が高いと予想される。

本稿では、企業が直面するリスクを捉えるために、利益率の変動 (SDROA) を利用する。SDROA はストック・オプションの導入確率と正の関係を有する可能性がある。

Ryan and Wiggins (2001) は、キャッシュフローの変動とストック・オプションの利用度は正の関係を有するとの実証結果を得た。また、Barron and Waddell (2003) は、企業価値の変動性が大きい企業では、株価連動報酬の割合が高くなるとの仮説を導出し、仮説を支持する実証的証拠を得た。

2.2 コーポレート・ガバナンス

本稿では、経営者に対するモニタリングについて、代理変数の 1 つとして、取締役総数に占める社外取締役の割合 (OUTDIR) を利用する。株主の利益を代表する社外取締役が経営者に対して効果的なモニタリングを実施した場合、経営者の機会主義的行動が抑制されるので、ストック・オプションを利用して経営者と株主の利害を一致させる必要性は低下する可能性がある⁷。つまり、ストック・オプションと社外取締役が代替的に利用される可能性がある。一方、OUTDIR が高い企業では、企業価値をさらに高めるためにストック・オプションが積極的に導入される可能性もある。この場合、ストック・オプションと社外取締役が補完的関係にある。そこで、本稿では、両者にどちらの関係が観察されるのか分析する^{8, 9}。

本稿では、OUTDIR に代えて、コーポレート・ガバナンスと関連する他の変数も実証分析で用いた。その変数とは、銀行や支配会社、関係会社に職務経験が無い社外取締役が取締役総数に占める割合 (NOINTER)、取締役と執行役 (員) の兼任比率 (BOTH)、取締役会の規模 (BSIZE)、そして米国

-
- 6 経営者に株式を所有させると、経営に失敗して、株価が下落した場合、経営者は所有株式が値下がりする下方リスクにさらされる。一方、経営者にストック・オプションを付与すると、株価が下落した場合に、経営者がストック・オプションから得られる利益はゼロになる。したがって、経営者は、株式を所有した場合と異なり、株式の値下がり損を被らなくてもよいので、下方リスクを回避できる。
 - 7 社外取締役比率と企業業績の関係について、米国企業を対象とした実証分析を行った Mehran (1995) と Yermack (1996) は、両者に統計的に有意な関係を見出すことができなかった。しかし、日本企業を対象とした三輪 (2006) の実証結果では、社外取締役比率と企業価値の間には統計的に有意な正の関係があった。この実証結果は、日本企業では、社外取締役によるモニタリングが効果的に機能している可能性があることを示唆している。
 - 8 Ryan and Wiggins (2001) の実証分析では、OUTDIR とストック・オプション導入の関係については、推定係数が統計的に有意とはならなかった。他方、Mehran (1995) は、OUTDIR と株価連動報酬の比率に正の関係が観察されることを示した。
 - 9 米国企業を対象とした先行研究では、エージェンシー・コストを削減するために、コーポレート・ガバナンスのメカニズムが代替的に利用されるという仮説を立てて、しばしば実証分析が行われる (例えば、Ryan and Wiggins (2001))。しかし、本稿では、補完的な関係が観察される可能性があることも考慮して、ストック・オプションの導入とガバナンスのメカニズムとの関係について、事前に判断しないことにした。

型経営機構（執行役員制度あるいは監視、報酬、指名などの委員会設置）の採否（AM）である。以下では、これらの変数とストック・オプション導入との関係について検討する。

企業と利害関係がある他の企業から役員が派遣されている場合、当該役員は派遣元企業の利益を優先して、派遣先企業の株主の利益が損なわれる可能性がある。しかし、社外取締役が、そのような利害関係をもたなければ、自身が社外取締役を務める企業の株主のために行動する可能性が高い¹⁰。したがって、NOINTERが高い企業では、エージェンシー問題を解消するために、ストック・オプションを導入する必要性が低い。このとき、企業と利害関係をもたない社外取締役とストック・オプションの利用は代替的な関係となる。一方、企業と利害関係をもたない社外取締役は、株主の利益に合った行動をとる可能性が高いので、ストック・オプションの導入に積極的である可能性もある。このとき、企業と利害関係をもたない社外取締役とストック・オプションの利用は補完的な関係となる。本稿の実証分析では、両者にどちらの関係が観察されるのか分析する。

取締役が執行役（員）を兼任している場合、取締役が執行役（員）を適切にモニターできないかもしれない¹¹。取締役の監視能力が低いと、エージェンシー問題が発生する。この問題を解消するために、BOTHが高い企業では、ストック・オプションを導入する必要性が高く、BOTHとストック・オプションの導入には正の関係が観察される可能性がある¹²。一方、BOTHが低い企業は、米国型の経営機構の採用に積極的な企業である。このような企業では、企業価値をさらに高めるために、米国型の報酬制度であるストック・オプションの導入にも積極的である可能性が高い。このとき、BOTHとストック・オプションの導入には負の関係が観察される可能性がある。本稿の実証分析では、両者にどちらの関係が観察されるのか分析する。

取締役会の規模が大きい企業では、取締役会を頻繁に開催して経営上の意思決定を迅速に行うことは困難である。経営上の意思決定が遅れば、企業業績が低下する可能性が高い¹³。したがって、BSIZEが大きい企業では、経営効率を高めるよう経営者を動機付けるため、ストック・オプションを導入する必要性が高く、BSIZEとストック・オプションの導入には正の関係が観察される可能性がある¹⁴。一方、BSIZEが小さい企業は、取締役会の改革に積極的な企業である。このような企業では、企業価値をさ

-
- 10 三輪（2006）は、NOINTERと企業価値には統計的に有意な正の関係があることを示した。この結果は、会社と利害関係が無い社外取締役の比率を高めることにより、経営者に対するモニタリングが効果的に機能する可能性があることを示唆している。
- 11 三輪（2006）は、BOTHと企業価値には統計的に有意な負の関係があることを示した。この結果は、取締役が執行役（員）を兼任している場合、取締役の経営者に対するモニタリング能力が低下する可能性があることを示唆している。
- 12 BOTHが高い企業では、事業部の責任者が取締役を兼務している可能性が高い。不採算の事業部の廃止や売却に当該事業部出身の取締役が反対すると、株主の利益が損なわれる可能性がある。BOTHが高い企業では、株主の利益を高めるように経営者を動機付けるためにも、ストック・オプションを導入する必要性が高いと予想される。
- 13 Jensen（1993）は、取締役会の規模が大きくなると、取締役の意見の調整が困難となるので、取締役会が効果的に機能しなくなり、企業業績が低下する可能性があることを主張した。Yermack（1996）は、取締役会の規模と企業価値には負の関係があることを示し、Jensenの主張を実証結果から裏付けた。

らに高めるために、ストック・オプションの導入にも積極的である可能性が高い。このとき、BSIZEとストック・オプションの導入には負の関係が観察される可能性がある。本稿の実証分析では、両者にどちらの関係が観察されるのか分析する。

米国型経営機構の採用企業では、経営者に対する監視活動が適切に行われる可能性が高いので、不採用企業と比較して、エージェンシー・コストが小さい可能性がある。このとき、米国型経営機構の採用企業では、ストック・オプションを導入する必要性が低い。一方、米国型経営機構の採用企業が、不採用企業より、企業価値を高める意欲が強い場合、ストック・オプションを積極的に導入する可能性がある。このとき、米国型経営機構の採用はストック・オプションの導入と補完的関係をもつ可能性がある。本稿の実証分析では、両者の関係が、代替的であるのか補完的であるのか分析する。

2.3 株式の所有構造

はじめに、ストック・オプション導入と経営者の株式所有との関係について検討する。Jensen and Meckling (1976) によれば、経営者の持株比率が増加するほど、経営者と株主の利害はより一致するようになる。経営者の持株比率の増加により、エージェンシー問題が解消すれば¹⁵、経営者にストック・オプションを付与する必要性は低下する。このとき、経営者の持株比率 (MO) はストック・オプションの導入確率と負の関係をもつと予想される。

Ryan and Wiggins (2001) は、MOとストック・オプションの利用度には負の関係が観察されるとの実証結果を得た。Barron and Waddell (2003) も、MOが大きい企業では、株価連動報酬の割合が低いという仮説を導出し、仮説を支持する実証的証拠を得た。さらに、Mehran (1995) も、Ryan and Wiggins (2001) や Barron and Waddell (2003) と整合的な実証的証拠を得た。一方、Uchida (2006) では、経営者の株式所有とストック・オプションの導入との間に正の関係がみられたが、統計的に有意ではなかった。乙政 (2004) も、Uchida (2006) と類似した実証結果を得ている。

次に、ストック・オプション導入と外国人株主の株式所有との関係について検討する。大株主である外国人株主が経営者に対して効果的なモニタリングを実施した場合、ストック・オプションを利用して経営者と株主の利害を一致させる必要性は低下するであろう¹⁶。よって、ストック・オプションの導入

14 取締役会の規模が大きい企業において、ストック・オプションを経営者に付与すれば、経営者がより効率的な経営機構を構築するために、将来、取締役会の規模を縮小する可能性が高まる。ストック・オプションを導入したが、取締役会に対する改革のスピードが遅く、取締役会の規模を未だ縮小していない企業が多数存在すれば、ストック・オプションの導入と取締役会の規模は正の関係をもつ可能性がある。

15 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、米国企業を対象とした実証研究として、Morck et al. (1988) や McConnell and Servaes (1990) がある。また、日本企業を対象とした実証研究として、手嶋 (2000) や三輪 (2006) がある。これらの実証研究は、経営者の持株比率が一定範囲にある場合、経営者の株式所有と企業価値に正の関係が観察されることを示した。これは、経営者の持株比率の増加により、エージェンシー問題が緩和される可能性があることを示唆している。

16 三輪 (2006) は、外国人株主の持株比率と企業価値には統計的に有意な正の関係があることを示した。この結果は、外国人株主による株式所有がエージェンシー問題の緩和に有効であることを示唆している。

確率は、外国人株主の持株比率 (FO) と負の関係をもつ可能性がある。一方、外国人株主は、投資先企業に対して議決権を行使するなどして、ストック・オプションの採用を促す可能性もある。このとき、FO とストック・オプションの導入確率には正の関係が観察されるであろう。本稿の実証分析では、両者にどのような関係が観察されるのか分析する¹⁷。

最後に、ストック・オプションの導入と株式の持合いとの関係について検討する。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対しては外部株主による規律づけが機能しにくい¹⁸。

株式の持合い比率 (CROSS) が高い企業では、株主と経営者間の利害の不一致の問題が大きく、エージェンシー・コストが大きい可能性がある。このとき、ストック・オプションを導入して、エージェンシー・コストを削減する必要性は大きく、株式の持合いはストック・オプションの導入と正の関係をもつ可能性がある。一方、株式の持合いをしている企業では、株主の利益を軽視しても、外部株主から経営に干渉されることが少ない。したがって、経営者がリスク回避的であるとき、ストック・オプションのように業績と連動する報酬を採用しない可能性もある。このとき、株式の持合いはストック・オプションの導入と負の関係をもつ可能性がある。本稿の実証分析では、両者にどちらの関係が観察されるのか分析する。

2.4 資本構成と企業規模

はじめに、ストック・オプションの導入と資本構成との関係について検討する。経営者がストック・オプションで報酬を得るとき、ストック・オプションのペイオフが非線形であるために、経営者は債権者を犠牲にして株主に利益を与えるように、リスクの高い投資案を選択するインセンティブをもつ。債権者は、このような経営者の行動を予期して、負債の利子率を引き上げたり、財務制限条項の制約をより厳しくしたりする。そして、最終的には、株主が負債のエージェンシー・コストを負担することになる。

ストック・オプションの利用により発生する負債のエージェンシー・コストの追加的負担を軽減するため、負債の利用が抑制されると予想される。したがって、ストック・オプションの導入確率は企業の負債比率 (DR) と負の関係をもつ可能性がある¹⁹。

Ryan and Wiggins (2001) は、この予想と一致する実証的証拠を得た。また、Uchida (2006) と乙政 (2004) も、この予想と整合的な実証結果を得ている。

次に、ストック・オプションの導入と企業規模との関係について検討する。企業規模が大きくなると、経営者の裁量の下にある資産が増加し、事業が複雑になるので、外部株主と経営者の間でエージェンシー

17 Uchida (2006) は、FO とストック・オプションの導入確率の関係を分析した。サンプル全体に対する分析結果では、FO の推定係数が統計的に有意とはならなかった。しかし、独立企業のみを対象として分析すると、FO の推定係数が統計的に有意な正となった。一方、メインバンクと関係をもつ企業のみを対象として分析すると、FO の推定係数が統計的に有意な負となった。

18 Hiraki et al. (2003) と三輪 (2006) は、株式の持合いが企業価値と負の関係をもつことを、実証分析により示した。

19 John and John (1993) は理論的分析を行い、この仮説と同じ主旨の命題を導出した。

問題が生じる可能性は高くなる。したがって、外部株主と経営者の利害を一致させるために、ストック・オプションを利用する必要性が高くなる。

一方、企業規模が大きくなると、財務諸表などの企業情報が公表されたり、証券アナリストによる企業分析が行われる。これは、企業規模の拡大に伴い、外部株主による企業経営のモニタリングが容易になることを意味する。外部株主と経営者の間に存在する情報の非対称性が緩和されると、ストック・オプションを利用する必要性は低くなる²⁰。

本稿の実証分析では、このうちどちらの関係が観察されるのかを検証する。

3 実証分析

3.1 実証分析の方法

本稿の実証分析では、2003 年度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。主たるデータの出所は、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²¹。NEEDS-Cges には、2003 年度は 1,550 の観測値が収録されている。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結果、本稿のサンプルの大きさは 1,320 となった。

本稿では、1,320 の観測値を用いて、企業特性がストック・オプションの導入確率にどのような影響を及ぼすのか分析する。(1)式は、この分析を行うための Probit モデルである²²。企業がストック・オプションを導入している場合に 1、導入していない場合に 0 の値をとる変数を被説明変数に使用して、説明変数がストック・オプションの導入確率に与える影響を推計する²³。

$$\text{Prob}(SO = 1) = \Phi(a_0 + a_1 \text{SDROA} + a_2 \text{RD} + a_3 \text{Q} + a_4 \text{FO} + a_5 \text{MO} + a_6 \text{CROSS} + a_7 \text{OUTDIR} + a_8 \text{LNA} + a_9 \text{DR}) \quad (1)$$

(Prob(SO = 1) : 企業がストック・オプション制を導入する確率, $\Phi(\cdot)$: 標準正規分布の累積密度関数, $a_0 \sim a_9$: 係数)

また、(1)式の OUTDIR に代えて、会社と利害関係が無い社外取締役の割合 (NOINTER)、取締役と執行役(員)の兼任比率 (BOTH)、取締役会の規模 (BSIZE)、そして米国型経営機構のダミー変

20 John and John (1993) によれば、小規模な企業より資本構成が複雑であり、多くの負債を利用している大企業では、ストック・オプションの利用は抑制されると予想される。彼らは、利用する負債額が大きいことがストック・オプションの利用を抑制する可能性があることを示しており、ストック・オプションの導入が負債の利用を抑制するという上述の説明とは、因果関係の方向が逆転している。しかし、どちらの場合も、ストック・オプション導入と負債比率が負の関係有るようになる。

21 研究開発費と ROA のデータについては、NEEDS (日本経済新聞社の総合経済データバンク) に収録されているデータを利用した。なお、データは 2004 年 3 月末時点で取得可能なデータである。

数 (AM) を説明変数とする Probit モデルの推定も行う²⁴。

3.2 平均値の比較

はじめに、ストック・オプションを導入している企業 (SO = 1 の企業) と、導入していない企業 (SO = 0 の企業) の 2 つのグループにサンプルを分割し、グループ毎に変数の平均値を求めた。次に、各変数について両グループ間で差があるか否かを分析するため、t 検定と Wilcoxon の順位和検定を行った。表 3 は、その結果をまとめたものである²⁵。

表1 記述統計

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
(1)企業の投資機会とリスク				
SDROA	0.020	0.018	0.001	0.199
RD	0.015	0.022	0.000	0.162
Q	1.029	0.395	0.317	5.149
(2)コーポレート・ガバナンス				
SO	0.311	0.463	0.000	1.000
OUTDIR	0.043	0.099	0.000	0.700
NOINTER	0.030	0.081	0.000	0.700
BOTH	0.837	0.311	0.000	1.000
BSIZE	11.033	5.213	4.000	49.000
AM	0.322	0.467	0.000	1.000
(3)株式の所有構造				
FO	0.072	0.094	0.000	0.767
CROSS	0.099	0.086	0.000	0.484
MO	0.044	0.090	0.000	0.633
(4)資本構成と企業規模				
LNA	25.397	1.350	21.312	30.663
DR	0.557	0.219	0.044	0.998

22 (1)式で用いられる変数の定義は次のとおりである。

ストック・オプションのダミー変数 (SO: 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)、利益率の変動 (SDROA = (過去 7 年間の総資産利益率 (ROA) の標準偏差)), 研究開発費比率 (RD = (研究開発費) / (総資産)), 資産の時価・簿価比率 (Q = {(株式時価総額) + (負債合計)} / (総資産)), 外国人株主の持株比率 (FO = (外国人の保有株式数) / (発行済み株式数)), 経営者の持株比率 (MO = (経営者の保有株式数) / (発行済み株式数)), 株式の持合い比率 (CROSS = (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)), 社外取締役比率 (OUTDIR = (社外取締役の人数) / (取締役会人数)), 企業規模 (LNA = (総資産の自然対数)), 負債比率 (DR = (負債合計) / (総資産))。

23 本研究では、2003 年度より前にストック・オプションを導入した企業についても SO = 1 としている (データの制約で、2003 年度にストック・オプションを導入した企業とその前に導入した企業の識別が不可能である)。一方で、取締役会や財務データ等については、2003 年度のデータを用いている。このため、因果性の問題が明確に取り扱われてはいないことに留意する必要がある。

表2 相関係数

変数	SO	SDROA	RD	Q	FO	CROSS	MO
SO	1						
SDROA	0.2267 (0.0000)	1					
RD	0.0178 (0.5176)	0.1170 (0.0000)	1				
Q	0.2275 (0.0000)	0.3450 (0.0000)	0.0838 (0.0023)	1			
FO	0.2370 (0.0000)	0.1222 (0.0000)	0.1561 (0.0000)	0.3634 (0.0000)	1		
CROSS	-0.1991 (0.0000)	-0.2348 (0.0000)	-0.0206 (0.4540)	-0.2283 (0.0000)	-0.1911 (0.0000)	1	
MO	0.2548 (0.0000)	0.3248 (0.0000)	-0.1259 (0.0000)	0.2453 (0.0000)	-0.0351 (0.2028)	-0.2897 (0.0000)	1
OUTDIR	0.1535 (0.0000)	0.0405 (0.1414)	0.0837 (0.0023)	0.1368 (0.0000)	0.2178 (0.0000)	-0.1177 (0.0000)	-0.0737 (0.0074)
NOINTER	0.1713 (0.0000)	0.0748 (0.0066)	0.0776 (0.0048)	0.1930 (0.0000)	0.2791 (0.0000)	-0.0994 (0.0003)	-0.0254 (0.3556)
BOTH	-0.1171 (0.0000)	-0.0345 (0.2098)	-0.0775 (0.0048)	-0.0615 (0.0254)	-0.1001 (0.0003)	0.0821 (0.0028)	0.0246 (0.3717)
BSIZE	-0.1150 (0.0000)	-0.2138 (0.0000)	0.0035 (0.8985)	-0.0443 (0.1076)	0.0868 (0.0016)	0.0721 (0.0088)	-0.1811 (0.0000)
AM	0.1319 (0.0000)	-0.0181 (0.5121)	0.1109 (0.0001)	0.0433 (0.1162)	0.1494 (0.0000)	-0.0506 (0.0660)	-0.0975 (0.0004)
DR	-0.2051 (0.0000)	-0.2601 (0.0000)	-0.1306 (0.0000)	-0.0556 (0.0435)	-0.2237 (0.0000)	0.1431 (0.0000)	-0.2504 (0.0000)
LNA	-0.0243 (0.3769)	-0.2556 (0.0000)	0.1019 (0.0002)	0.0256 (0.3528)	0.3985 (0.0000)	0.0110 (0.6894)	-0.3101 (0.0000)

変数	OUTDIR	NOINTER	BOTH	BSIZE	AM	DR	LNA
OUTDIR	1						
NOINTER	0.8757 (0.0000)	1					
BOTH	-0.2498 (0.0000)	-0.2329 (0.0000)	1				
BSIZE	-0.0782 (0.0045)	-0.0621 (0.0240)	0.2166 (0.0000)	1			
AM	0.2404 (0.0000)	0.2186 (0.0000)	-0.7620 (0.0000)	-0.2881 (0.0000)	1		
DR	0.0245 (0.3732)	0.0148 (0.5900)	0.0015 (0.9560)	0.1527 (0.0000)	0.0689 (0.0122)	1	
LNA	0.1111 (0.0001)	0.1266 (0.0000)	-0.0930 (0.0007)	0.4898 (0.0000)	0.1892 (0.0000)	0.2919 (0.0000)	1

(注) 数値はPearsonの相関係数である。また、かっこ内は相関係数の値を0とする帰無仮説に対して、t検定を行った場合の確率である。

表3 t検定とWilcoxonの順位和検定

変数	SO = 1の場合の平均値 (観測値の数：411)	SO = 0の場合の平均値 (観測値の数：909)	t検定	Wilcoxonの順位和検定
(1)企業の投資機会とリスク				
SDROA	0.026	0.017	-6.744 (0.0000)	-6.770 (0.0000)
RD	0.022	0.020	-0.800 (0.4240)	1.609 (0.1075)
Q	1.162	0.968	-6.675 (0.0000)	-6.095 (0.0000)
(2)コーポレート・ガバナンス				
OUTDIR	0.066	0.033	-4.733 (0.0000)	-3.420 (0.0006)
NOINTER	0.050	0.020	-5.212 (0.0000)	-4.658 (0.0000)
BOTH	0.783	0.861	4.037 (0.0001)	4.774 (0.0000)
BSIZE	10.141	11.436	4.479 (0.0000)	4.380 (0.0000)
AM	0.414	0.281	-4.666 (0.0000)	-4.791 (0.0000)
(3)株式の所有構造				
FO	0.106	0.058	-7.631 (0.0000)	-9.553 (0.0000)
CROSS	0.074	0.111	7.630 (0.0000)	8.328 (0.0000)
MO	0.078	0.029	-7.736 (0.0000)	-6.500 (0.0000)
(4)資本構成と企業規模				
LNA	25.348	25.419	0.848 (0.3966)	1.272 (0.2032)
DR	0.490	0.587	7.720 (0.0000)	7.522 (0.0000)

(注) t検定の数値はt値であり、Wilcoxonの順位和検定の数値はz値である。また、かっこ内の数値はp値である。

SDROAとQの平均値に関して、ストック・オプションを導入している企業のグループ（以下では、「導入グループ」と呼ぶ）は、導入していない企業のグループ（以下では、「非導入グループ」と呼ぶ）より高く、t検定とWilcoxonの順位和検定の結果は、ともに1%の有意水準で統計的に有意であった。これらの結果は2.1節の予想と一致している。一方、RDの平均値に関しては、t検定とWilcoxonの順位和検定の結果が、統計的に有意ではなかった。

24 会社と利害関係が無い社外取締役の割合 (NOINTER = (銀行や支配会社、関係会社に職務経験が無い社外取締役の人数) / (取締役総数)), 取締役と執行役(員)の兼任比率 (BOTH = (執行役(員)を兼任する取締役の人数) / (取締役総数)), 取締役会の規模 (BSIZE = (取締役総数)), そして米国型経営機構のダミー変数 (AM: 執行役員制度の導入会社であるか委員会等設置会社である場合は1の値を, そうでない場合は0の値をとる)。

25 各変数の記述統計については表1を, 相関係数については表2を参照されたい。

OUTDIR, NOINTER, そして AM の平均値に関しては、導入グループは非導入グループより高く、t 検定と Wilcoxon の順位和検定の結果は、全て 1% の有意水準で統計的に有意であった。これらの結果は、米国型の経営機構はストック・オプションと補完的に利用されていることを示唆している。他方、BOTH と BSIZE の平均値に関しては、非導入グループが導入グループより高く、t 検定と Wilcoxon の順位和検定の結果は、ともに 1% の有意水準で統計的に有意であった。これらの結果は、BOTH や BSIZE の値が小さく、取締役会の構造が米国型の企業は、ストック・オプションの採用に積極的であることを示唆している。

FO と MO の平均値に関して、導入グループは非導入グループより高く、t 検定と Wilcoxon の順位和検定の結果は、ともに 1% の有意水準で統計的に有意であった。MO の符号については、2.3 節の予想と異なっており、経営者と外国人株主の持株比率が高い企業では、ストック・オプションの導入に積極的である可能性が高い。

CROSS に関して、非導入グループは導入グループより高く、t 検定と Wilcoxon の順位和検定の結果は、ともに 1% の有意水準で統計的に有意であった。この結果から、株式の持合い比率が高い企業では、ストック・オプションの導入に消極的である可能性が高い。

DR の平均値に関して、非導入グループは導入グループより高く、t 検定と Wilcoxon の順位和検定の結果は、ともに 1% の有意水準で統計的に有意であった。一方、LNA に関しては、t 検定と Wilcoxon の順位和検定の結果、統計的に有意ではなかった。

3.3 Probitモデルの分析

以下では、Probit モデルを用いた分析結果について検討する。はじめに、表 4 から、SDROA と Q の推定係数は正であり、SDROA の推定係数が 1% の有意水準で、Q の推定係数は 5% の有意水準で統計的に有意である。一方、RD の推定係数は負であり、統計的に有意ではなかった。

これらの実証結果から、利益率の変動や資産の時価・簿価比率はストック・オプションの導入確率を高める可能性がある。一方、米国企業を対象とした Ryan and Wiggins (2001) では、RD はストック・オプション導入の決定要因であった。しかし、日本企業を対象とした本研究では、そのような結果が得られなかった。

FO の推定係数は正であり、1% の有意水準で統計的に有意である。FO の結果は、外国人株主のモニタリングがストック・オプションの利用と補完的な関係にあることを示唆している。このような結果が得られた理由として、次のことが考えられる。つまり、外国人株主が経営者に株価を意識した経営を行わせるために、ストック・オプションを導入するように働きかけたという可能性である。

MO の推定係数は正であり、1% の有意水準で統計的に有意である。この結果から、日本企業では経営者の株式所有がストック・オプションの利用と補完的な関係を有する可能性がある。MO の推定係数が正であるという結果は、Uchida (2006) や乙政 (2004) の実証結果と一致している。

また、CROSS の推定係数は負であり、5% か 10% の有意水準で統計的に有意である。この結果は、株式の持合いに積極的な企業では、ストック・オプションの導入確率が低く、株主の利益を高めるインセンティブが経営者に与えられていない可能性が高いことを示唆している。

OUTDIR, NOINTER, そして AM の推定係数は全て正であり、1% の有意水準で統計的に有意である。また、BOTH と BSIZE の推定係数はともに負であり、1% の有意水準で統計的に有意である。

OUTDIR と NOINTER の結果から、日本企業では社外取締役による経営者に対するモニタリングが

表4 Probitモデルを利用した実証結果

説明変数	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
SDROA	2.929 *** (3.14)	2.855 *** (3.06)	2.748 *** (2.99)	2.642 *** (2.89)	2.777 *** (3.02)
RD	-0.560 (-1.51)	-0.563 (-1.52)	-0.489 (-1.32)	-0.473 (-1.33)	-0.542 (-1.43)
Q	0.093 ** (2.21)	0.089 ** (2.11)	0.095 ** (2.31)	0.101 ** (2.45)	0.099 ** (2.40)
FO	0.769 *** (4.09)	0.737 *** (3.89)	0.837 *** (4.62)	0.790 *** (4.32)	0.801 *** (4.42)
MO	0.931 *** (5.38)	0.889 *** (5.15)	0.873 *** (5.14)	0.847 *** (4.99)	0.908 *** (5.32)
CROSS	-0.293 * (-1.69)	-0.337 * (-1.95)	-0.332 * (-1.92)	-0.355 ** (-2.06)	-0.320 * (-1.86)
OUTDIR	0.629 *** (4.58)				
NOINTER		0.748 *** (4.35)			
BOTH			-0.145 *** (-3.49)		
BSIZE				-0.009 *** (-2.79)	
AM					0.145 *** (4.92)
LNA	0.007 (0.56)	0.007 (0.54)	0.005 (0.36)	0.024 * (1.71)	0.001 (0.08)
DR	-0.255 *** (-3.52)	-0.257 *** (-3.55)	-0.228 *** (-3.18)	-0.238 *** (-3.34)	-0.245 *** (-3.42)
尤度比インデックス	0.138	0.136	0.132	0.129	0.139
尤度比(X^2)	225.06	222.91	215.77	211.68	227.88

(注) (1) 表の数値は、 $\partial \text{Prob}(\text{SO} = 1) / \partial x_i$ (x_i : モデルに組み込まれた各変数)を、各変数の平均値で評価した値である。つまり、 x_i がストック・オプションの採用確率($\text{Prob}(\text{SO} = 1)$)に及ぼす限界効果の大きさである。

(2) かっこ内はZ値である。また、*, **, ***はZ検定でパラメーター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。

ストック・オプションの利用と補完的な関係を有する可能性がある²⁶。また、NOINTERの推定係数がOUTDIRのそれより大きいという結果は、社外取締役の中でも、会社と利害関係を持たない社外取締役はストック・オプションの導入確率を高める可能性が高いことを示唆している。

このような結果が得られた理由として、次のことが考えられる。つまり、取締役会で社外取締役の割合が大きい場合、株主の利益を高めるために、社外取締役がストック・オプションを利用するように取締役会で行動し、ストック・オプションの採択確率が高まるという可能性である。

26 Kato et al. (2005) は、金融機関等の株式所有はストック・オプションの採用確率と負の関係にあることを示した。彼らは、この結果について、大株主によるモニタリングのメカニズムとストック・オプションのインセンティブには代替的な関係があると説明している。一方、本稿の分析では、社外取締役のモニタリングはストック・オプションと補完的な関係にある可能性が高い。これらの結果は、経営者に対してモニタリングを行う経済主体が異なると、ストック・オプションの採否に及ぼす効果も異なる可能性があることを示唆している。

BOTH と BSIZE の結果は、取締役が執行役（員）を兼任している比率が低い企業、あるいは取締役総数が少ない企業では、ストック・オプションを導入している可能性が高いことを示唆している。

このような結果が得られた理由として、次のことが考えられる。つまり、取締役が執行役（員）を兼任している比率が低い企業、あるいは取締役総数が少ない企業は、米国型のコーポレート・ガバナンス改革を実施している可能性が高い。このような企業では、米国型の取締役会への改革のみを実施するのではなく、米国型の報酬制度への改革も実施したという可能性がある。

AM の結果は、米国型経営機構を積極的に採用している企業では、ストック・オプションの導入についても積極的であること、すなわち米国型経営機構の採用がストック・オプションの利用と補完的な関係にあることを示唆している。

以上の結果から、コーポレート・ガバナンスと関連する変数はストック・オプション導入と補完的な関係にある可能性が高い。

DR の推定係数は負であり、1%の有意水準で統計的に有意である。DR の結果は、2.4 節の予想と一致しており、Uchida (2006) や乙政 (2004) の実証結果とも一致している。したがって、負債はストック・オプションの導入を抑制する可能性がある²⁷。一方、LNA の推定係数については、(D)式では 10%の有意水準で統計的に有意であるが、それ以外の式では統計的に有意ではない。したがって、企業規模はストック・オプション導入と関係を有する可能性が低い²⁸。

以上の Probit モデルを用いた実証結果は、各変数の平均値を比較した 3.2 節の分析結果と概ね一致していた。

次に、上記の Probit モデルに変数を追加しても、同様の実証結果が得られるか否か確認するために、頑健性のテスト (robustness test) を行った。なお、追加する変数は、過去 7 年間の ROA の平均値 (MROA)、上場後の経過年数 (LIST)、そして産業ダミー変数である。

表 4 の実証結果では、Q の推定係数は 5%の有意水準で統計的に有意であり、CROSS の推定係数は、5%か 10%の有意水準で統計的に有意であった。しかし、表 5 から、頑健性のテストでは、両変数ともに統計的に有意ではなかった。これらの結果から、Q や CROSS は、SO との関係が弱いと推測される。

DR の推定係数は、5%か 10%の有意水準で統計的に有意となり、表 4 の実証結果と比較して、統計

27 大村・増子 (2001) は、企業が選択するガバナンス・タイプ (コーポレート・ガバナンスを重視するタイプと軽視するタイプ) は、採用するファイナンス方法に依存すると考え、ファイナンス・タイプが「銀行借入を重視する相対型」から「資本市場を重視する市場型」に進むほど、ガバナンスに対する姿勢は積極的になるという命題を提示した。彼らの実証結果は、この命題と整合的であった。筆者が DR と銀行借入比率 ($BB = \{(長期借入金) + (短期借入金)\} / (総資産)$) の相関係数を推計したところ、相関係数は 0.7223 であり、1%の有意水準で統計的に有意であった。この結果から、DR が高い企業は BB も高く、銀行借入を重視する相対型である可能性が高い。したがって、DR が高い企業がストック・オプションの導入に消極的であるという実証結果は、大村・増子の命題と一致している。

28 表 2 から、BSIZE と LNA の相関係数が若干高いので、(D)式から、LNA を除外した Probit モデルと、BSIZE を除外した Probit モデルについても分析を行った。その結果、LNA を除外したモデルでは、BSIZE の係数は、(D)式の結果と同様であった。一方、BSIZE を除外したモデルでは、LNA の係数は統計的に有意ではなかった。

表5 頑健性のテストの結果

説明変数	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)
SDROA	2.692 *** (2.73)	2.609 *** (2.64)	2.586 *** (2.66)	2.399 ** (2.48)	2.618 *** (2.68)
RD	-0.398 (-1.08)	-0.436 (-1.18)	-0.267 (-0.73)	-0.327 (-0.93)	-0.271 (-0.73)
Q	0.027 (0.55)	0.022 (0.45)	0.036 (0.76)	0.049 (1.04)	0.043 (0.92)
FO	0.554 *** (2.85)	0.506 *** (2.57)	0.641 *** (3.42)	0.591 *** (3.14)	0.602 *** (3.21)
MO	0.542 *** (2.73)	0.493 ** (2.48)	0.481 ** (2.46)	0.456 ** (2.33)	0.526 *** (2.68)
CROSS	-0.112 (-0.60)	-0.147 (-0.78)	-0.134 (-0.72)	-0.137 (-0.73)	-0.128 (-0.68)
OUTDIR	0.641 *** (4.50)				
NOINTER		0.817 *** (4.50)			
BOTH			-0.155 *** (-3.56)		
BSIZE				-0.010 *** (-2.92)	
AM					0.153 *** (4.91)
LNA	0.025 * (1.75)	0.025 * (1.74)	0.020 (1.44)	0.043 *** (2.78)	0.016 (1.12)
DR	-0.170 * (-1.91)	-0.177 ** (-1.99)	-0.154 * (-1.75)	-0.166 * (-1.90)	-0.177 ** (-2.00)
MROA	1.034 ** (2.03)	1.045 ** (2.05)	0.916 * (1.86)	0.816 * (1.69)	0.861 * (1.75)
LIST	-0.001 (-1.23)	-0.001 (-1.26)	-0.001 (-1.14)	-0.002 (-1.42)	-0.001 (-1.06)
尤度比インデックス	0.176	0.176	0.171	0.169	0.178
尤度比(X ²)	283.16	283.19	275.14	271.34	286.78

- (注) (1) 表の数値は、 $\partial \text{Prob}(SO=1) / \partial x_i(x_i)$: モデルに組み込まれた各変数を、各変数の平均値で評価した値である。つまり、 x_i がストック・オプションの採用確率 ($\text{Prob}(SO=1)$) に及ぼす限界効果の大きさである。
(2) かっこ内はZ値である。また、*、**、***はZ検定でパラメーター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。
(3) (F)式から(J)式は産業ダミー変数を含んでいる。

的な有意性が低下した。一方、LNAについては、統計的に有意な係数の数が増加しており、推定係数の符号が表4の実証結果と同様に正である²⁹。

29 上述のとおり、BSIZEとLNAの相関係数が若干高いので、(I)式から、LNAを除外したProbitモデルと、BSIZEを除外したProbitモデルについても分析を行った。その結果、BSIZEとLNAの係数は、(I)式の結果と同様であった。

30 追加的な分析として、筆者は、(B)式と(G)式のNOINTERを、会社と利害関係を有する社外取締役の割合 ($\text{INTER} = \text{OUTDIR} - \text{NOINTER}$) に代えた分析も行った。その結果、INTERの係数は統計的に有意な正であったが、係数の大きさはNOINTERより小さかった。この結果は、会社と利害関係を有していても、社外取締役の登用はストック・オプションの採用確率を高めるが、会社と利害関係が無い社外取締役の方が、ストック・オプションの採用確率を高める効果が高い可能性があることを示唆している。

これ以外の変数については、表4の実証結果と同様の結果が得られた³⁰。

4 終りに

本稿では、2003年度の東証一部上場企業のデータを利用して、ストック・オプション導入と企業特性の関係に関する実証分析を行った。実証分析の結果は以下のとおりである。

米国企業を対象とした先行研究と同様に、利益率の変動とストック・オプションの導入確率が正の関係を有する可能性があることが示された。これは、外部株主が経営者をモニターするのが困難な企業では、ストック・オプションを導入する可能性が高いことを示唆している。一方、研究開発費比率や資産の時価・簿価比率は、ストック・オプション導入との関係が弱く、その導入確率に影響を与えるという証拠が得られなかった。

本稿では、取締役会の構造および米国型経営機構の採否と、ストック・オプションの導入との間どのような関係が観察されるかの分析も行った。その結果、社外取締役の比率が高かったり、企業規模が小さいなど、米国型のコーポレート・ガバナンス改革に積極的な企業では、ストック・オプションの導入確率が高い可能性があることが示された。

さらに、米国企業を対象とした先行研究と異なり、外国人株主や経営者の持株比率とストック・オプションの導入確率が正の関係を有する可能性があることが示された。これは、外国人株主による経営者に対するモニタリングが、ストック・オプション付与のインセンティブ効果と補完的な関係にあることを示唆している。また、多くの自社株式を所有する経営者は、株主価値を最大化するように動機付けられている。そのような経営者が在籍する企業では、さらに株式価値を高めるため、ストック・オプションが導入される可能性が高い。一方、株式の持合いは、ストック・オプション導入との関係が弱く、その導入確率に影響を与えるという証拠が得られなかった。

また、米国企業や日本企業を対象とした先行研究と同様に、負債とストック・オプションの導入は代替的な関係を有する可能性が高い。これは、経営者に対するストック・オプションの付与により、経営者が株主の利益を重視するインセンティブをもつことになるので、負債のエージェンシー・コストが高くなり、負債の利用が抑制される可能性があることを示唆している。

本稿では、ストック・オプションが、株主と経営者の利害を一致させることで、エージェンシー・コストを削減するのに役立つことを前提として考察を行った。しかし、ストック・オプションの導入は、株主利益の最大化を目指した企業経営を促すという効果をもたらすだけでなく、注意を払わなければならない弊害も伴う。

例えば、2001年に発覚したエンロン事件に代表される不正経理は、ストック・オプションの普及によって、企業経営者が株価の上昇に執着していたことや、ストック・オプションの企業会計上の有利な取り扱いから利益が高上げされたことで、不正が見逃されやすい環境が作り出されていたことに起因する。

日本企業は、米国企業ほどストック・オプションの利用に積極的ではないが、今後、ストック・オプションと関連する問題を防止する制度の整備が必要であろう。

本稿では、一部の変数については、企業特性がストック・オプションの導入に影響を及ぼすことを前提として、両者の関係について実証分析を行った。しかし、ストック・オプションの導入が企業特性に影響を及ぼす可能性もある。例えば、本稿の実証分析では、外国人株主の株式所有や社外取締役の登用はストック・オプションの導入と正の関係をもつことが観察された。この実証結果に対しては、次の説

明も可能である。つまり、ストック・オプションを導入している企業に対して、外国人株主が積極的に投資したと説明できる。また、ストック・オプションが役員に付与されている場合、役員は株主の利益を高めるように動機付けられている。彼らが、株価をさらに高めるために、社外取締役を積極的に登用したという説明もできる。

本稿では、因果関係の分析を行っていないので、企業特性がストック・オプションの導入に影響を及ぼすのか、あるいは因果関係の方向が逆なのか不明である。これらの研究は、今後の課題としたい。

【謝 辞】

本稿の作成に際し、草稿の段階では柴川林也先生（上武大学大学院教授）から貴重なご意見を頂き、審査の過程では匿名レフェリーの先生方から多数の有益なコメントを頂きました。また、堀本三郎先生（前編集委員長）にも様々なご指導をいただきました。ここに記して感謝申し上げます。なお、本稿に残された誤りは筆者の責に帰するものです。

【参考文献】

- [1] Barron, J. M. and G. R. Waddell (2003), "Executive rank, pay and project selection," *Journal of Financial Economics*, 67, pp.305-349.
- [2] 大和証券 SMBC (2006), 「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等」, (URL : <http://www.daiwasmbc.co.jp/pdf/sop1.pdf>).
- [3] 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.
- [4] Jensen, M. C. (1993), "The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems," *Journal of Finance*, 48, pp.831 - 880.
- [5] 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.
- [6] John, T. A., and K. John (1993), "Top-management compensation and capital structure," *Journal of Finance*, 48, pp.949-974.
- [7] 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.
- [8] Kole, S. R. (1997), "The complexity of compensation contracts," *Journal of Financial Economics*, 43, pp.79-104.
- [9] McConnell, J. J. and H. Servaes (1990), "Additional evidence on equity ownership and corporate value," *Journal of Financial Economics*, 27, pp.595-612.
- [10] Mehran, H. (1995), "Executive compensation structure, ownership, and firm performance," *Journal of Financial Economics*, 38, pp.163-184.
- [11] 三輪晋也 (2005), 「ストック・オプション制と企業価値」, 日本経営財務研究学会『経営財務研究』, 第 23 巻第 2 号, 38-51 頁。
- [12] 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『日本経営学会誌』, 第 16 号, 56-67 頁。
- [13] 宮島英昭・黒木文明 (2004), 「ガバナンス構造と企業パフォーマンスとの関係について」, 株式会社

ニッセイ基礎研究所・早稲田大学ファイナンス研究所・株式会社 UFJ 総合研究所『コーポレート・システムに関する研究報告書』, (URL : [http:// www.meti.go.jp/policy/economic_organization/pdf/houkokusyo.pdf](http://www.meti.go.jp/policy/economic_organization/pdf/houkokusyo.pdf))。

- [14] 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.
- [15] 大村敬一・増子信 (2001), 「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」, 財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』, 第 54 号, 178-209 頁。
- [16] 乙政正太 (2004), 「ストック・オプション制度導入に関する経験的証拠」, 『利害調整メカニズムと会計情報』, 阪南大学叢書 69, 159-180 頁, 森山書店。
- [17] Ryan, H. E., Jr. and R. A. Wiggins III (2001), "The influence of firm- and manager-specific characteristics on the structure of executive compensation," *Journal of Corporate Finance*, 7, pp.101-123.
- [18] Smith, C. W., Jr. and R. L. Watts (1992), "The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies," *Journal of Financial Economics*, 32, pp.263-292.
- [19] 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 -」, 日本ファイナンス学会『現代ファイナンス』, 第 7 号, 41-55 頁。
- [20] Uchida, K. (2006), "Determinants of stock options use by Japanese companies," *Review of Financial Economics*, 15, pp.251-269.
- [21] Yermack, D. (1996), "Higher market valuation of companies with a small board of directors," *Journal of Financial Economics*, 40, pp. 185-211.