

【論 説】

ストック・オプション採否の決定要因 に関する実証分析

三 輪 晋 也

目 次

1. はじめに
2. 仮説の構築
3. 実証分析
 - (1) 実証分析の方法
 - (2) 実証結果の検討
4. 終りに

1. はじめに

バブル経済崩壊以降、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・オプションの採否に影響

ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析（三輪）

を及ぼすのであろうか。本稿の目的は、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・オプション採否の決定要因を明らかにすることである。

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・オプション採否の決定要因に関する実証分析を行った先行研究として、Uchida (2006) がある。Uchida は、ストック・オプションの採用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。

Uchida (2006) と本研究の主たる相違点は、次のとおりである。本稿では、取締役会の構造や米国型経営機構の採否もストック・オプションの採否と関係を有する可能性があることを実証分析により明らかにした点である。Uchida (2006) では、取締役会の構造や米国型経営機構の採否は分析対象とされていない。

また、本稿では、株式の持合い比率と銀行借入比率がともに高い企業と、これらの変数がともに低い企業をサンプルから抽出し、2つのグループの間で、ストック・オプション採否の決定要因に相違があるか否か比較を行った。なお、株式の持合い比率と銀行借入比率がともに高い企業は、企業集団に所属し、メインバンクから多額の融資を受けていると予想される企業である。一方、これらの変数がともに低い企業は、企業集団に属さない独立企業であるか、企業集団に属していても、メインバンクや企業集団の他のメンバー企業からの影響が小さい企業であると予想される。

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・オプション採否の決定要因について仮説を構築する。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. 仮説の構築

以下では、ストック・オプションの採否とその決定要因の関係について、いくつかの仮説を提示する²⁾。

① 投資機会

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³⁾。

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。したがって、RDはストック・オプションの採用確率と正の関係を有するとの仮説を立てる。

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-エージェント・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（次節を参照）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・オプションの採用確率と正の関係があるという仮説を立てる。

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⁴⁾。一方、日本企業を対象として実証分析を行った Uchida（2006）では、多くの係数が統計的に有意ではなく、仮説は強く支持されなかった。

② 企業のリスク

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。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、キャッシュフローの変動（SDROA）を利用する。SDROA が大きいほど、外部株主が経営者をモニターすることが困難となる。SDROA はストック・オプションの採用確率と正の関係を有するという仮説を立てる。

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。

③ モニタリングのメカニズム

社外取締役は株主の視点から全社的な意思決定を行い、経営者を適切にモニターすることが期待されている。また、個人株主と異なり、大株主は持株比率

が高いので、モニタリングの便益が費用を上回る可能性が高く、モニタリングのインセンティブが強いと予想される。社外取締役や大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⁵⁾。

本稿では、経営者に対するモニタリングについて、2つの代理変数を利用する。1つは取締役総数に占める社外取締役の割合（OUTDIR）であり、もう1つは外国人株主の持株比率（FO）である⁶⁾。ストック・オプションの採用確率は、OUTDIR および FO と負の関係をもつとの仮説を立てる。

Ryan and Wiggins (2001) の実証結果は、次のとおりであった。OUTDIR とストック・オプション採否の仮説については、推定係数が統計的に有意とはならなかった。また、彼らは、大株主の持株比率として機関投資家の持株比率を利用したが、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 が株価連動報酬の比率と正の関係を有することや、統計的有意性に問題はあるが、外部の大株主の持株比率と株価連動報酬の比率が負の関係を有することを示した。

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・オプションの採否との関係について説明する。

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、当該役員は派遣先企業より派遣元企業の利益を優先して経営上の意思決定を行い、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と予想される⁷⁾。したがって、NOINTER が高い企業では、株主と経営者の間のエージェンシー問題を解消するために、ストック・オプションを採

用する必要性が低いという仮説を立てる。

法律上は取締役が経営上の意思決定と経営者に対する監督を行うと予定されている。しかし、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⁸⁾。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・オプションを採用する必要性が高いという仮説を立てる⁹⁾。

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が困難であると予想される。経営上の意思決定の遅れは、同業他社と競争する上で不利であり、企業業績の低下につながる可能性が高い¹⁰⁾。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するため、ストック・オプションを採用する必要性が高いという仮説を立てる。

米国型経営機構の採用企業は、不採用企業より、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。例えば、執行役員制度の導入会社では、経営上の意思決定や経営者に対する監督は取締役が担当し、経営の執行は執行役員が担当する。このように経営の執行と監督を明確に分離することにより、取締役の監視機能が強化される。また、委員会等設置会社でも、過半数の社外取締役から構成される監視委員会が監督を行うので、経営者に対する監視が機能すると予想される。以上から、米国型経営機構の採用企業では、ストック・オプションを採用する必要性が低いという仮説を立てる。

④ 経営者の株式所有

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、経営者と株主の利害の不一致から生じるエージェンシー問題が解消すれば¹¹⁾、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。したがって、経営者の持株比率（MO）はストック・オプションの採用確率と負の関係をもつという仮説を立てる。

Ryan and Wiggins (2001) は、MOとストック・オプションの利用度は負の関係性を有す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・オプションの採用確率との間に正の関係がみられ、多くの推定係数で統計的な有意性に問題があった。

⑤ 資本構成

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型であるために、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・オプションの採用確率は企業の負債比率（DR）と負の関係があるという仮説を立てる¹²⁾。

Ryan and Wiggins (2001) は、この仮説を支持する実証的証拠を得た。また、Uchida (2006) も、この仮説と整合的な実証結果を得ている。さらに、Uchida は、系列やメインバンクと関係を有する企業では、DR とストック・オプションの採用確率との負の関係が、より顕著になることも示した。

⑥ 企業規模

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

ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析（三輪）

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¹³⁾。

このように企業規模とストック・オプションの採用確率との関係は明瞭ではないので、Ryan and Wiggins (2001) は両者の関係を不明として実証分析を行っている¹⁴⁾。本稿も、先行研究に従い、実証分析で企業規模を表す変数（LNA）を用いるが、企業規模に関する仮説は立てないことにする。

3. 実証分析

(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、コーポレート・ガバナンス評価システム（NEEDS-Cges）に収録されている明細データと指標データである¹⁵⁾。NEEDS-Cges には、2003 年度は 1,550 の観測値が収録されている。はじめに、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。その結果、本稿のサンプルの大きさは 1,320 となった。

本稿では、2つの分析を行う。第1に、1,320 の観測値を用いて、ストック・オプションの決定要因がその採用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¹⁶⁾。被説明変数は、企業がストック・オプションを採用する確率である。説明変数がこの確率にどのような影響を及ぼすのか推計する。

$$\begin{aligned} \text{Prob}(\text{SO} = 1) = \Phi \left(a_0 + a_1 \text{SDROA} + a_2 \text{RD} + a_3 \text{Q} + a_4 \text{FO} \right. \\ \left. + a_5 \text{MO} + a_6 \text{OUTDIR} + a_7 \text{LNA} + a_8 \text{DR} \right) \end{aligned} \quad (1)$$

(Prob (SO = 1)：企業がストック・オプション制を採用する確率、

$\Phi(\cdot)$ ：標準正規分布の累積密度関数、 $a_0 \sim a_8$ ：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数（AM）を説明変数とする Probit モデルの推定も行う¹⁷⁾。

第2に、株式の持合い比率（CROSS）と銀行借入比率（BB）がともに中央値より高い企業と、これらの変数がともに中央値より低い企業をサンプルから抽出する¹⁸⁾。そして、2つのグループに対して、(1)式の Probit モデルを用いた実証分析を行う。

上述のとおり、CROSS と BB がともに高い企業は、企業集団に所属し、メインバンクから多額の融資を受けている可能性が高い。一方、これらの変数がともに低い企業は、企業集団に属さない独立企業であるか、企業集団に属していても、メインバンクや企業集団の他のメンバー企業からの影響が小さい企業である可能性が高い。2つのグループの間で実証結果を比較することにより、ストック・オプション採否の決定要因が異なるか否かを分析する。

(2) 実証結果の検討

Probit モデルを用いた実証分析の結果を検討する前に、相関係数について検討する。表2から、SO と SDROA および Q との相関係数はともに正であり、1%の有意水準で統計的に有意である。この結果は仮説と整合的である。一方、SO と RD の相関係数は正であるが、10%の有意水準で統計的に有意ではない。

また、SO と FO および MO との相関係数はともに正であり、1%の有意水準で統計的に有意である。SO と OUTDIR および NOINTER との相関係数ともに正であり、1%の有意水準で統計的に有意である。SO と AM の相関係数も正であり、1%の有意水準で統計的に有意である。SO と BOTH および BSIZE との相関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。これらの結果は仮説と一致していない。

一方、SO と DR の相関係数は負であり、1%の有意水準で統計的に有意である。この結果は仮説と一致している。前節で SO と LNA の関係は不明としたが、その相関係数は負であり、10%の有意水準で統計的に有意ではなかった。

ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析（三輪）

表 1 記述統計

A. サンプル全体(観測値の数:1320)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
(1)投資機会と企業リスク				
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)その他の変数				
LNA	25.397	1.350	21.312	30.663
DR	0.557	0.219	0.044	0.998
BB	0.149	0.155	0.000	0.750

B. BBとCROSSがともに中央値より高い場合(観測値の数: 370)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
(1)投資機会と企業リスク				
SDROA	0.015	0.011	0.001	0.091
RD	0.011	0.016	0.000	0.092
Q	0.955	0.161	0.623	2.067
(2)コーポレート・ガバナンス				
SO	0.181	0.386	0.000	1.000
OUTDIR	0.033	0.081	0.000	0.600
NOINTER	0.020	0.056	0.000	0.400
BOTH	0.849	0.300	0.000	1.000
BSIZE	11.073	4.621	4.000	32.000
AM	0.330	0.471	0.000	1.000
(3)株式の所有構造				
FO	0.038	0.050	0.002	0.422
CROSS	0.168	0.074	0.082	0.484
MO	0.016	0.040	0.000	0.460
(4)その他の変数				
LNA	25.527	1.256	23.318	29.723
DR	0.706	0.143	0.304	0.996
BB	0.272	0.124	0.103	0.658

C. BBとCROSSがともに中央値より低い場合(観測値の数: 370)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
(1)投資機会と企業リスク				
SDROA	0.027	0.025	0.003	0.199
RD	0.018	0.028	0.000	0.162
Q	1.158	0.577	0.455	5.149
(2)コーポレート・ガバナンス				
SO	0.465	0.499	0.000	1.000
OUTDIR	0.054	0.116	0.000	0.625
NOINTER	0.039	0.097	0.000	0.500
BOTH	0.795	0.346	0.000	1.000
BSIZE	10.484	5.337	4.000	49.000
AM	0.354	0.479	0.000	1.000
(3)株式の所有構造				
FO	0.108	0.117	0.000	0.767
CROSS	0.031	0.027	0.000	0.082
MO	0.079	0.121	0.000	0.633
(4)その他の変数				
LNA	25.292	1.423	21.312	29.951
DR	0.399	0.180	0.046	0.914
BB	0.022	0.029	0.000	0.100

表 2 相関係数（観測値の数：1320）

変数	SO	SDROA	RD	Q	FO	CROSS	MO	
SO	1							
SDROA	0.2267 (0.0000)	1						
RD	0.0223 (0.4176)	0.1303 (0.0000)	1					
Q	0.2275 (0.0000)	0.345 (0.0000)	0.0854 (0.0019)	1				
FO	0.237 (0.0000)	0.1222 (0.0000)	0.1672 (0.0000)	0.3634 (0.0000)	1			
CROSS	-0.1991 (0.0000)	-0.2348 (0.0000)	-0.0402 (0.1441)	-0.2283 (0.0000)	-0.1911 (0.0000)	1		
MO	0.2548 (0.0000)	0.3248 (0.0000)	-0.0703 (0.0106)	0.2453 (0.0000)	-0.0351 (0.2028)	-0.2897 (0.0000)	1	
OUTDIR	0.1535 (0.0000)	0.0405 (0.1414)	0.1067 (0.0001)	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)	0.1255 (0.0000)	0.193 (0.0000)	0.2791 (0.0000)	-0.0994 (0.0003)	-0.0254 (0.3556)	
BOTH	-0.1171 (0.0000)	-0.0345 (0.2098)	-0.0731 (0.0078)	-0.0615 (0.0254)	-0.1001 (0.0003)	0.0821 (0.0028)	0.0246 (0.3717)	
BSIZE	-0.115 (0.0000)	-0.2138 (0.0000)	-0.0246 (0.3725)	-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)	0.0822 (0.0028)	0.0433 (0.1162)	0.1494 (0.0000)	-0.0506 (0.066)	-0.0975 (0.0004)	
DR	-0.2051 (0.0000)	-0.2601 (0.0000)	-0.1539 (0.0000)	-0.0556 (0.0435)	-0.2237 (0.0000)	0.1431 (0.0000)	-0.2504 (0.0000)	
BB	-0.1972 (0.0000)	-0.1599 (0.0000)	-0.1445 (0.0000)	-0.0532 (0.0535)	-0.2709 (0.0000)	0.0954 (0.0005)	-0.1212 (0.0000)	
LNA	-0.0243 (0.3769)	-0.2556 (0.0000)	0.1248 (0.0000)	0.0256 (0.3528)	0.3985 (0.0000)	0.011 (0.6894)	-0.3101 (0.0000)	
変数	OUTDIR	NOINTER	BOTH	BSIZE	AM	DR	BB	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 (0.024)	0.2166 (0.0000)	1				
AM	0.2404 (0.0000)	0.2186 (0.0000)	-0.762 (0.0000)	-0.2881 (0.0000)	1			
DR	0.0245 (0.3732)	0.0148 (0.59)	0.0015 (0.956)	0.1527 (0.0000)	0.0689 (0.0122)	1		
BB	-0.0138 (0.6152)	-0.0262 (0.3417)	0.0541 (0.0492)	-0.0511 (0.0635)	-0.022 (0.4253)	0.7223 (0.0000)	1	
LNA	0.1111 (0.0001)	0.1266 (0.0000)	-0.093 (0.0007)	0.4898 (0.0000)	0.1892 (0.0000)	0.2919 (0.0000)	0.0456 (0.0974)	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。

ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析（三輪）

表3 Probit モデルを利用した実証結果

A. サンプル全体 (観測値の数: 1320)

説明変数	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
SDROA	3.133 *** (3.37)	3.086 *** (3.32)	2.968 *** (3.24)	2.869 *** (3.14)	2.994 *** (3.27)
RD	-0.578 (-1.54)	-0.580 (-1.55)	-0.506 (-1.35)	-0.485 (-1.35)	-0.562 (-1.47)
Q	0.099 ** (2.35)	0.096 ** (2.27)	0.102 ** (2.48)	0.109 *** (2.63)	0.106 *** (2.56)
FO	0.799 *** (4.26)	0.773 *** (4.10)	0.874 *** (4.85)	0.829 *** (4.55)	0.837 *** (4.64)
MO	1.003 *** (5.95)	0.969 *** (5.75)	0.951 *** (5.74)	0.930 *** (5.61)	0.984 *** (5.91)
OUTDIR	0.656 *** (4.79)				
NOINTER		0.769 *** (4.47)			
BOTH			-0.152 *** (-3.66)		
BSIZE				-0.009 *** (-2.89)	
AM					0.149 *** (5.06)
LNA	0.008 (0.63)	0.008 (0.62)	0.006 (0.43)	0.026 * (1.82)	0.002 (0.14)
DR	-0.262 *** (-3.61)	-0.265 *** (-3.64)	-0.234 *** (-3.28)	-0.245 *** (-3.44)	-0.252 *** (-3.52)
尤度比インデックス	0.136	0.134	0.130	0.127	0.137
尤度比 (X ²)	222.18	219.08	212.05	207.38	224.39

B. BBとCROSSがともに中央値より高い場合 (観測値の数: 370)

説明変数	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)
SDROA	-1.553 (-0.77)	-1.507 (-0.75)	-1.366 (-0.68)	-1.383 (-0.69)	-1.313 (-0.65)
RD	-0.456 (-0.45)	-0.340 (-0.33)	-0.311 (-0.30)	-0.289 (-0.28)	-0.478 (-0.46)
Q	0.256 * (1.87)	0.236 * (1.72)	0.245 * (1.77)	0.250 * (1.79)	0.252 * (1.83)
FO	0.872 * (1.72)	0.891 * (1.74)	1.062 ** (2.17)	1.038 ** (2.10)	1.075 ** (2.19)
MO	0.950 ** (2.15)	0.927 ** (2.09)	0.880 ** (1.98)	0.891 ** (1.99)	0.886 ** (1.99)
OUTDIR	0.471 ** (2.09)				
NOINTER		0.510 (1.52)			
BOTH			-0.024 (-0.36)		
BSIZE				-0.001 (-0.26)	
AM					0.048 (1.08)
LNA	-0.003 (-0.12)	-0.005 (-0.21)	-0.008 (-0.35)	-0.005 (-0.18)	-0.011 (-0.50)
DR	-0.409 ** (-2.29)	-0.395 ** (-2.21)	-0.377 ** (-2.12)	-0.386 ** (-2.16)	-0.394 ** (-2.22)
尤度比インデックス	0.073	0.067	0.061	0.061	0.064
尤度比 (X ²)	25.68	23.57	21.43	21.37	22.45

ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析（三輪）

C. BBとCROSSがともに中央値より低い場合（観測値の数：370）

説明変数	(K)	(L)	(M)	(N)	(O)
SDROA	4.341 *** (2.64)	4.245 *** (2.60)	4.123 *** (2.57)	3.834 ** (2.42)	4.144 *** (2.57)
RD	-1.276 (-1.15)	-1.308 (-1.18)	-1.037 (-0.94)	-1.115 (-1.02)	-1.128 (-1.02)
Q	0.124 * (1.91)	0.120 * (1.86)	0.128 ** (2.02)	0.132 ** (2.08)	0.131 ** (2.05)
FO	0.981 *** (2.75)	0.913 *** (2.56)	0.988 *** (2.91)	0.925 *** (2.69)	0.950 *** (2.77)
MO	0.736 *** (2.6)	0.686 ** (2.43)	0.712 *** (2.57)	0.655 ** (2.36)	0.773 *** (2.75)
OUTDIR	0.845 *** (3.04)				
NOINTER		0.994 *** (2.92)			
BOTH			-0.188 ** (-2.37)		
BSIZE				-0.010 * (-1.69)	
AM					0.195 *** (3.32)
LNA	-0.008 (-0.27)	-0.005 (-0.17)	-0.005 (-0.17)	0.017 (0.56)	-0.007 (-0.25)
DR	-0.120 (-0.67)	-0.135 (-0.75)	-0.067 (-0.38)	-0.049 (-0.28)	-0.093 (-0.53)
尤度比インデックス	0.136	0.135	0.128	0.123	0.139
尤度比(X ²)	69.68	68.95	65.64	62.92	71.14

(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、Probitモデルを用いた、サンプル全体に対する分析の結果について検討する。はじめに、表3のA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1%か5%の有意水準で統計的に有意である。これは相関係数の結果と一致している。また、RDの推定係数は負であり、相関係数の結果と同様に、10%の有意水準で統計的に有意ではない。

これらの実証結果から、キャッシュフローの変動や資産の時価・簿価比率はストック・オプションの採用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・オプション採否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。これは相関係数の結果と同様である。上述の仮説では、大株主の経営者に対するモニタリングはストック・オプションの利用と代替的な関係にあると考えた。しかし、この結果は、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。1つは、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・オプションを採用するように働きかけたという可能性である。もう1つは、ストック・オプションを採用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いう可能性である¹⁹⁾。

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。これは相関係数の結果と同様である。この結果は仮説と一致しておらず、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の実証結果と一致している。

OUTDIRとNOINTERの推定係数はともに正であり、1%の有意水準で統計的に有意である。これは相関係数の結果と同様である。この結果から、仮説は支持されておらず、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。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・オプションの採用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。1つは、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。もう1つは、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、株主の利益を重視する社外取締役を積極的に登用したという可能性である。

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。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では、ストック・オプションを採用している可能性が高いのである。この結果は相関係数の結果と同様であり、仮説を支持していない。

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。1つは、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、株主の利益を高めるために、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。

もう1つは、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、米国型の取締役会への改革を実施したという可能性である。

AM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。この結果は相関係数の結果と同様であり、仮説を支持していない。これは、米国型経営機構を積極的に採用している日本企業では、ストック・オプションの採用についても積極的であることを示しており、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。

LNAの推定係数は、(D)を除いて10%の有意水準で統計的に有意ではない。これは相関係数の結果と同様であり、企業規模がストック・オプション採否の決定要因ではない可能性が高い。一方、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。これも相関係数の結果と同様であり、仮説を支持している。また、Uchidaの実証結果とも一致している。

次に、CROSSとBBがともに中央値より高い企業（以下では、「グループ企業」と呼ぶ）と、これらの変数がともに中央値より低い企業（以下では、「独

立企業」と呼ぶ）について、2つのグループの記述統計を比較する。

表1のBとCから、SO、OUTDIR、NOINTER、そしてAMの平均値については、独立企業がグループ企業より大きく、BOTHとBSIZEの平均値については、グループ企業が独立企業より大きい。これは、独立企業がグループ企業より米国型のコーポレート・ガバナンス改革に積極に取り組んでいることを示している²⁰⁾。特に、独立企業のSOの平均値はグループ企業のそれより2倍以上大きく²¹⁾、ストック・オプション採否の決定要因がグループ企業と独立企業で異なる可能性が高い。

FOとMOの平均値については、独立企業がグループ企業より大きい。独立企業のFOの平均値がグループ企業のそれより約3倍大きいという分析結果は、独立企業の経営者が外国人株主に配慮して、米国型のコーポレート・ガバナンス改革を実施するなど株主の利益を重視する経営を行っている可能性がある。また、独立企業のMOの平均値がグループ企業のそれより4倍以上大きいという分析結果は、独立企業の経営者はグループ企業の経営者より株主の利益を高めるインセンティブが強いことを示唆している。

CROSSの平均値については、グループ企業が独立企業より大きい。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、経営者は株主の利益を軽視する傾向がある²²⁾。グループ企業のCROSSの平均値が独立企業のそれより5倍以上大きいという分析結果から、グループ企業の経営者が株主軽視の経営を行っているので、米国型のコーポレート・ガバナンス改革に対して、独立企業より消極的であるという可能性がある。

最後に、グループ企業と独立企業のグループに対して、Probitモデルを利用した分析を行い、ストック・オプション採否の決定要因を比較する。はじめに、グループ企業に対する分析結果を検討する。表3のBから、SDROA、RD、そしてLNAについては、推定係数の統計的有意性が低いので、ストック・オプション採否の決定要因にはならないと推測される。

コーポレート・ガバナンスと関連する変数では、OUTDIRの推定係数が正であり、5%の有意水準で統計的に有意である。しかし、NOINTER、BOTH、

BSIZE, そしてAMについては, 全ての推定係数の統計的有意性が低い。したがって, これらの変数はストック・オプション採否の決定要因にはならないと推測される。

一方, DRの推定係数は負であり, 5%の有意水準で統計的に有意である²³⁾。Qの推定係数は正であり, 10%の有意水準で統計的に有意である。FOとMOの推定係数も正であり, FOは5%か10%の有意水準で, MOは5%の有意水準で統計的に有意である。

以上から, グループ企業では, DR, Q, FO, MO, そしてOUTDIRがストック・オプション採否の決定要因であると推測される。

次に, 独立企業に対する分析結果を検討する。表3のCから, コーポレート・ガバナンスと関連する変数では, OUTDIR, NOINTER, そしてAMの推定係数が正であり, 1%の有意水準で統計的に有意である。また, BOTHとBSIZEの推定係数は負であり, それぞれ5%, 10%の有意水準で統計的に有意である。グループ企業では, OUTDIRを除いて, コーポレート・ガバナンスと関連する変数の統計的有意性に問題があった。しかし, 独立企業では, コーポレート・ガバナンスと関連する変数はストック・オプション採否の決定要因であると推測される。

一方, DRの推定係数は負であるが, 10%の有意水準で統計的に有意ではない。したがって, グループ企業と異なり, 独立企業では負債比率はストック・オプション採否の決定要因ではないと推測される²⁴⁾。

SDROAについては, グループ企業の推定結果とは異なり, 推定係数の符号が正であり, 1%か5%の有意水準で統計的に有意である。Q, FO, そしてMOの推定係数については, グループ企業の推定結果と同様に, 推定係数の符号が正である。また, FOについては1%の有意水準で, MOについては1%か5%の有意水準で, Qについては5%か10%の有意水準で統計的に有意であった。以上から, 独立企業では, SDROA, Q, FO, そしてMOは, スtock・オプション採否の決定要因であると推測される。

一方, RDとLNAについては, 推定係数の統計的有意性が低いので, ストック

ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析（三輪）

ク・オプション採否の決定要因にはならないと推測される。これらの結果は、グループ企業に対する実証結果と同様である。

以上から、グループ企業と独立企業の実証結果に関する主要な相違点は、次のとおりである。すなわち、グループ企業では、負債がストック・オプション採否の重要な決定要因である可能性が高い。一方、独立企業では、取締役会の構造や米国型経営機構の採否が、ストック・オプション採否の重要な決定要因である可能性が高い。

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・オプション採否の決定要因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、キャッシュフローの変動および資産の時価・簿価比率の各変数とストック・オプションの採用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・オプションを採用する可能性が高いことを示唆している。

一方、米国企業を対象とした先行研究と異なり、外国人株主の持株比率、経営者の持株比率、および社外取締役比率の各変数とストック・オプションの採用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、外国人株主や社外取締役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・オプションが採用される可能性が高い。

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、負債はストック・オプションの採用を抑制する可能性があることを示す実証的証拠が得られ

た。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。特に、銀行や企業集団との関係が緊密であると予想される企業では、負債がストック・オプションの採用を抑制する効果が、そうでない企業より強いことが示された。

さらに、本稿では、先行研究で分析の対象とされていない取締役会の構造（関連する変数は、例えば、会社と利害関係が無い社外取締役の比率、取締役と執行役（員）の兼任比率、取締役会の規模）や米国型経営機構の採否が、ストック・オプションの採用確率にどのような影響を及ぼすのか分析を行った。その結果、会社と利害関係が無い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・オプションの採用確率が高い可能性があることが示された。特に、銀行や企業集団との関係が緊密であると予想される企業と比較して、その関係が弱いと予想される企業では、取締役会の構造や米国型経営機構の採否が、ストック・オプションの採用確率と統計的に有意な関係を有する可能性が高かった。

本稿では、2003年度の日本企業を対象として、ストック・オプションの採否とその決定要因の関係を分析したに過ぎず、両者の因果関係は不明である。時系列データを用いた、両者の因果関係に関する実証分析は、今後の課題としたい。

注

- 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・オプションの採用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) 以下の仮説の説明は、主に Ryan and Wiggins (2001) を参照した。
- 3) プリンシパル（依頼人）とエージェント（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

ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析（三輪）

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。

- 4) 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。
- 5) 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て実証分析を行った 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。
- 6) 三輪 (2006) は、FO 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、大株主である外国人株主による株式所有がエージェンシー問題の解消に有効であることを示唆している。
- 7) 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。
- 8) 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。
- 9) 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・オプションを採用する必要性が高いと予想される。
- 10) 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。
- 11) 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、経営者の株式所有が企業価値と正の関係を有することを示した。これは、経営者の持株比率の増加により、エージェンシー

問題が解消する可能性があることを示唆している。

- 12) 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。
- 13) 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。
- 14) Ryan and Wiggins (2001) や Barron and Waddell (2003), Uchida (2006) の実証結果は、両者に正の関係があることを示している。
- 15) なお、研究開発費、長期借入金、短期借入金、そして 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。
- 16) (1)式で用いられる変数の定義は次のとおりである。
 スtock・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）、キャッシュフローの変動（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（ $Q = \{(\text{株式時価総額}) + (\text{負債合計})\} / (\text{総資産})$ ）、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)）、社外取締役比率（OUTDIR = (社外取締役の人数) / (取締役総数)）、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)）。
- 17) 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）。
- 18) 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））、銀行借入比率（BB = $\{(\text{長期借入金}) + (\text{短期借入金})\} / (\text{総資産})$ ）。
- 19) 本稿の実証分析では、外国人株主の持株比率とストック・オプションの採否の因果関係は不明である。両者の因果関係の分析は今後の課題としたい。
- 20) 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

ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析（三輪）

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。本稿の分析で、独立企業が「資本市場を重視する市場型」であり、グループ企業が「銀行借入を重視する相対型」であると考えれば、独立企業がグループ企業よりガバナンス改革に積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。

- 21) Munshi and Reich (1993) は、日本の製薬産業に対する実証分析を行い、銀行との関係が緊密な企業は、潜在的に高収益であるがリスクが高い研究開発投資を抑制し、相対的に安全な研究開発投資を行う傾向があることを示した。
表1 から、グループ企業の BB の平均値は、独立企業の約 12 倍であり、グループ企業は独立企業より銀行との結びつきが強い。Munshi and Reich (1993) の分析結果に従えば、グループ企業はリスク回避の経営を行う可能性が高いと推測される。一方、ストック・オプションは、リスクはあるが潜在的に高収益の投資を促進する報酬制度である。したがって、BB が高いグループ企業では、経営者による安全な投資が妨げられるストック・オプションの採用に消極的であるという可能性がある。
- 22) 三輪 (2006) は、株式の持合い比率と企業価値との間に負の関係があることを示した。この実証結果は、株式の持合い比率が高い会社では、株主の利益が軽視されており、企業価値が低い可能性があることを示している。
- 23) 表2 から、DR と BB の相関係数は 0.72 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、DR が高い企業は、BB も高く、銀行との関係が緊密であると予測される。DR の推定係数が負であるという結果が得られたのは、DR が高いグループ企業は、銀行からの影響を強く受け、リスク回避の経営を行う可能性が高いので、ストック・オプションの採用が抑制されているという可能性がある。
- 24) 独立企業の DR の推定係数は、統計的に有意性に問題があるので、ゼロと考えると、負債比率がストック・オプションの採用を抑制する効果は、独立企業よりグループ企業において大きい。この結果は、系列やメインバンクと関係を有する企業では、負債比率とストック・オプションの採用確率との負の関係が顕著になることを示した Uchida (2006) の実証結果と整合的である。

【参考文献】

- Barron, J. M. and G. R. Waddell (2003), "Executive rank, pay and project selection," *Journal of Financial Economics*, 67, pp. 305-349.
- 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>).
- 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.
- John, T. A., and K. John (1993), “Top-management compensation and capital structure,” *Journal of Finance*, 48, pp. 949–974.
- 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.
- Kole, S. R. (1997), “The complexity of compensation contracts,” *Journal of Financial Economics*, 43, pp. 79–104.
- McConnell, J. J. and H. Servaes (1990), “Additional evidence on equity ownership and corporate value,” *Journal of Financial Economics*, 27, pp. 595–612.
- Mehran, H. (1995), “Executive compensation structure, ownership, and firm performance,” *Journal of Financial Economics*, 38, pp. 163–184.
- 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。
- 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。
- 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)。
- 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.
- Munshi, K. D. and M. R. Reich (1993), “Investment behavior and financial structure: The case of the Japanese pharmaceutical industry,” POPI WP#17–94.
- 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。
- 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.
- Smith, C. W., Jr. and R. L. Watts (1992), “The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies,” *Journal of Financial*

ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析（三輪）

Economics, 32, pp. 263–292.

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。

Uchida, K. (2006), “Determinants of stock options use by Japanese companies,” *Review of Financial Economics*, 15, pp. 251–269.

Yermack, D. (1996), “Higher market valuation of companies with a small board of directors,” *Journal of Financial Economics*, 40, pp. 185–211.