



ストック・オプション報酬の費用化と導入企業の属性分析／市場の評価

鄭, 義哲
與三野, 禎倫

(Citation)

神戸大学経営学研究科 Discussion paper, 2010・50

(Issue Date)

2010-09

(Resource Type)

technical report

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81002607>



Graduate School of
Business Administration

KOBE
UNIVERSITY



ROKKO KOBE JAPAN

2010-50

ストック・オプション報酬の費用化と
導入企業の属性分析／市場の評価

鄭 義哲
與三野 禎倫

Discussion Paper Series

Abstract

本稿は、ストック・オプション費用の強制適用に着目し、第 1 に、ストック・オプション導入の決定要因を、とくに減益と赤字転落に着目して分析する。Burgstahler and Dichev (1997)を端緒とする先行研究は、企業経営者が顕著に減益および損失の回避を実践していることを発見している。本稿は、ストック・オプション費用の強制適用後は、企業経営者は減益を回避するためにストック・オプション導入を控える傾向があること、一方、赤字転落のおそれがある場合には、ビッグバス仮説が顕著に当てはまり、報告利益を押し下げるストック・オプションを積極的に導入していることを報告する。第 2 に、ストック・オプション導入に対する市場の短期反応を分析する。Watts and Zimmerman (1986)が主張する機能的固定化仮説は、たとえストック・オプションの多くが費用の損金算入が課税所得で認められない非適格オプションであったとしても、市場参加者は報告利益を押し下げるストック・オプション導入をネガティブにとらえる可能性を示唆する。本稿は、ストック・オプション費用の強制適用後において、我々の予想とは反して市場参加者はストック・オプション導入にポジティブに反応していることを報告する。この傾向は新興市場においてより顕著である。そこで本稿は、第 3 に、市場参加者は、ストック・オプション費用の強制適用後におけるストック・オプションの導入に関して、将来の収益性に対する経営者の自信の表れを読み取っているのではないかというシグナリング仮説を検証した。我々の検証結果は、とくに新興市場において、このシグナリング仮説と整合的であった。すなわち、ストック・オプション費用の強制適用後において、市場参加者は新興企業のストック・オプション導入を企業経営者の将来の収益性の増進に関する自信の表れとして受け取っている。

1. 本稿の目的と構成

1-1. 目的

2005 年 12 月に企業会計基準第 8 号「ストック・オプション等に関する会計基準」が公表されたことに伴い、米国（2005 年）、欧州（2005 年）につづいて我が国においても 2006 年 5 月 1 日の会社法施行後に付与するストック・オプションについては、その権利付与日における公正価値¹を損益計算書で費用²（人件費）として計上することが義務付けられた。企業にとって、ストック・オプションは（今すぐ）現金を使わずに取締役・従業員に会社への貢献インセンティブを高める手段でもあり、我が国においてもその利用は当該制度が導入可能になった 1997 年以降、年々増え続けてきた。しかしながら、ストック・

¹ Black-Sholes-Merton Model または二項モデル等の適切なモデルによって推定される（ストック・オプションに関する会計基準・第 48 項）。

² スtock・オプションの権利が確定するまでの期間に渡って費用計上する。

オプション報酬の費用化という新たな会計基準の導入により、ストック・オプション発行企業の会計上の報告利益はマイナスの影響を受けることになる。とくに新興市場の企業の場合に、その影響の度合いはさらに大きい。たとえば、「野村証券経済研究所の試算によると、2005年度にストック・オプションを付与した企業が費用を計上した場合、市場全体は1.3%の僅かな減少幅だが、新興企業などに限れば、経常利益を16.3%押し下げる³⁾という。このような事情を背景として、ストック・オプション費用の強制適用以降、その導入企業数は減少している。たとえば2006年度における導入企業数は、対2005年比で約64%となっている。

[図表 1]

そこで本稿は、ストック・オプション費用の強制適用という新たな会計基準の導入が企業経営者のストック・オプション導入の意思決定および市場の評価にどのような影響を与えるかについて、Logit Modelによる財務属性分析およびMarginal Effectとストック・オプション導入の公表日前後における市場の短期反応によって調査する。ここでは、とくにストック・オプション費用の強制適用前後の相違に着目することによって、財務ディスクロージャー制度の変更の影響を、企業の資本政策および市場の評価の双方の側面から浮き彫りにする。我が国の上場企業が採用するストック・オプションは、そのほとんどが費用の損金算入が課税所得で認められない非適格オプションであり、その報告利益は、会計利益の数値に連動したボーナス支給等の他の条件を別にすれば、企業のキャッシュフローに影響を与えない。したがって、もし企業の経済的実態には影響を与えずにボトムラインの報告利益のみに影響を与える財務ディスクロージャー制度が、企業の資本政策と市場の評価に影響を与えるのであれば、これは企業経営者や市場参加者の機能的固定化(functional fixation)を意味するであろう(Watts and Zimmerman, 1986, pp. 160-161)。また企業経営者は、減益および損失を回避するインセンティブをもっていることがひろく知られている(Burgstahler and Dichev, 1997; Burgstahler and Eames, 2003 首藤, 2010)。したがって、減益のおそれがある、または赤字転落のおそれのある企業がストック・オプションの導入を控えるという行動をとる可能性は十分に考えられるであろう。したがって、我々は、とくに費用計上の強制適用後は、ストック・オプション導入の決定に企業の収益性、とくに減益と赤字転落の可能性が大きく影響すると考えて、これらがストック・オプションを採用するか否かの主要要因だとする新たな仮説を提示する。つぎに、我々は、我が国の市場参加者に機能的固定化がみられるとき、費用化の強制適用に対して投資者は以前よりもネガティブに反応するという仮説を提示する。ストック・オプション費用の強制適用前の市場の短期反応の分析には、Brickley, Bhagat and Lease (1985), Kato, Lemmon, Luo and Schallheim (2005)等の代表的な先行研究があり、彼らは我が国の市場参加者がストック・オプションの導入をポジティブに解釈していることを発見している。本稿は、市場の短期反応の分析においても、我が国のストック・オプション費用の強制適用前後をはじめて比較している点で先行研究への貢献が期待される。

³⁾ 2006年5月25日、日経産業新聞。

1-2. 構成

本稿の構成はつぎの通りである。第 2 節では、ストック・オプション導入の決定要因を、企業の収益性、とくに減益と赤字転落を中心に分析し、ストック・オプション費用の強制適用後は、企業の収益性、とくに減益と赤字転落の可能性がストック・オプション導入にもっとも強く影響を与えることを報告する。第 3 節では、ストック・オプション導入に対する市場の短期反応について、ストック・オプション費用の強制適用前後を比較するかたちで報告する。ここでは、我々の直感に反して、費用化の強制適用後の方が市場参加者はポジティブに反応していること、そのポジティブな反応は、新興市場において顕著であることを報告する。第 4 節では、この市場参加者のポジティブな反応を解釈するために、市場参加者は、ストック・オプション費用の強制適用後におけるストック・オプションの導入に関して、将来の収益性に対する経営者の自信の表れを読み取っているのではないかというシグナリング仮説の検証結果を報告する。ここでは、ストック・オプション費用の強制適用後において、市場参加者は新興企業のストック・オプション導入を企業経営者の将来の収益性の増進に関する自信の表れとして受け取っていることが報告される。第 5 節では、本稿で発見された主な結論を展望する。

2. ストック・オプション導入の決定要因

2-1. 先行研究の Review

ストック・オプション導入の決定要因については、とくに費用化前のサンプル期間を調査対象として幅広く分析結果が報告されている (Kato et al., 2005; Uchida, 2006; 三輪, 2008)。

たとえば成長機会を多く有する企業がストック・オプションを積極的に導入するかどうかについては、分析期間によって異なる結果が提示されている。分析期間が 1997 年 5 月～2001 年 12 月の Kato, Lemmon, Luo and Schallheim (2005)では、成長機会の代理変数である Book-to-Market Ratio が導入にネガティブに影響することが報告されている。一方で、分析期間が 1997 年 5 月～2000 年 12 月の Uchida (2006)では、Book-to-Market Ratio は導入に有意な影響を与えないことが報告されている。さらに、分析期間を 2003 年度の東証 1 部上場企業に限定している三輪 (2008) では、Book-to-Market Ratio が有意に正の影響を与えることが報告されている。

つぎに企業の倒産確率リスクの代理変数である Leverage については、分析期間が 1997 年 5 月～2001 年 12 月の Kato, Lemmon, Luo and Schallheim (2005)では有意な影響が検出されていないが、分析期間が 1997 年 5 月～2000 年 12 月の Uchida (2006)と 2003 年度の東証 1 部上場企業に限定している三輪 (2008)では有意にネガティブな影響が検出されている。逆に倒産コストがかかるために (too big to fail), 倒産確率リスクにマイナスの影響がある企業規模 (Size) については、Kato, Lemmon, Luo and Schallheim (2005), Uchida (2006), および三輪 (2008) いずれにおいても正の影響が報告されている。

さらに企業統治メカニズムがストック・オプション導入に影響を与えるかどうかについては、Uchida (2006)および三輪 (2008) が検証している。Uchida (2006)は、系列とメインバンクに焦点を当て、企業が系列に属していたり、有力なメインバンクを有している場合に、ストック・オプション導入と Leverage および収益性とのネガティブな関係がより一層に強調されることを発見している。また Kato, Lemmon,

Luo and Schallheim (2005)は、金融機関の持株比率が、ストック・オプション導入に有意に負の影響を与えることを報告している。一方、三輪 (2008) は取締役会の構造に焦点を当て、経営者の持株比率および社外取締役比率がストック・オプション導入に有意に正の影響を与えることを発見している。また Uchida (2006)も経営者の持株比率がストック・オプション導入に正の影響を与えることを報告している。資本市場からの企業統治のメカニズムとして機能してきていると繰り返し報告されているのが、外国人持株比率である。我が国の株式市場における外国人投資家のプレゼンスが年々高まっていく中で、株主構成における外国人投資家の割合も高くなっている。その結果、株主としての外国人投資家の企業経営者に対する圧力は従前より大きくなっている。例えば、「カルーパスは日本版ガバナンス原則を公表し日本企業に対して株主との利害を共有するストック・オプションなどの採用を求める声明を発表している⁴⁾という。外国人持株比率について、Uchida (2006)および三輪 (2008) は有意に正の影響を報告している。

2-2. ストック・オプション導入要因の仮説設定

我々は、2-1 で示した先行研究の Review を受けて、とくに Market-to-Book Ratio, Leverage, 金融機関持株比率, 役員持株比率, 外国人持株比率, 企業規模に加えて、ストック・オプション報酬が現金報酬の代替的な役割を担っている可能性を調整するための手元流動性 (Financial Slack) をコントロール変数に加えることによって、企業の収益性、とくに減益と赤字転落がストック・オプション導入に与える影響を検証する。ここでは、市場参加者の機能的固定化を熟知する収益性の低い企業の経営者は、ストック・オプションの導入を控えることが予想される。すなわち、機能的固定化仮説は、企業の経済的実態には影響を与えず、ボトムラインの報告利益のみが押し下げられる場合であっても、市場参加者は報告利益を押し下げるストック・オプションの導入にネガティブに反応することを示唆する。そこで我々は、市場参加者の機能的固定化を熟知する報告利益の低い企業は、ストック・オプションの導入を控えるという仮説を提示する。また企業経営者は、減益および損失を回避するインセンティブを有する。したがって、企業経営者は、減益の可能性が高いとき、および赤字転落の可能性が高いときにストック・オプションの導入を控えることが予想される。このとき、我々はつぎの仮説を提示することができる。

仮説 1-1 : 市場参加者の機能的固定化を熟知する収益性の低い企業の経営者は、ストック・オプションの導入を控えることが予想される。したがって、企業の収益性とストック・オプションの導入にはポジティブな関係がある。

仮説 1-2 : 仮説 1-1 の企業の収益性とストック・オプションの導入のポジティブな関係は、とくにストック・オプション費用の強制適用後に顕著に大きい。

仮説 1-3 : 企業経営者は、減益の可能性が高いとき、および赤字転落の可能性が高いときにストック・オプションの導入を控える。

仮説 1-4 : 仮説 1-3 の減益および赤字転落とストック・オプションの導入のネガティブな関係は、と

⁴⁾ 小寺宏昌「日米の経営者報酬の現状と問題点」証券アナリストジャーナル, 第 48 巻第 6 号 (2010 年 6 月), 15-23 頁参照。

くにストック・オプション費用の強制適用後に観察される。

2-3. Descriptive Statistics

本研究は、Nikkei NEEDS-Financial Quest 2.0 における新株予約権発行というデータ種別によってストック・オプション導入の有無が入手可能な 2003 年 10 月から 2008 年 3 月までのサンプル期間を調査対象としている。サンプル数は延べ 17,925 社である（ストック・オプション導入企業が延べ 881 社、ストック・オプション未導入企業が延べ 17,044 社）。図表 2 は、我々のサンプル期間におけるストック・オプション導入企業と未導入企業の財務属性（Market-to-Book Ratio, Leverage, ROA, ROE, Log Assets, および Financial Slack[手元流動性] ）と株式の所有構造に関する属性（金融機関持株比率, 役員持株比率, および外国人持株比率）について、とくにストック・オプション費用の強制適用前と後に分割して示したものである。

ストック・オプション費用の強制適用後に着目すると、まず財務属性について、ストック・オプション導入企業は、未導入企業と比較すると、成長機会を多く有しており（高 Market-to-Book Ratio, 平均値 2.11）、収益性が高く（高 ROA, 平均値 8.92%）、規模が大きく（高 Log Assets, 平均値 4.81）、手元流動性が高い（高 Financial Slack, 平均値 20.71%）ことが確認される。つぎに株式の所有構造に関する属性について、ストック・オプション導入企業は、未導入企業と比較すると、金融機関持株比率が高いとともに（平均値 20.88%）、外国人持株比率も高い（平均値 16.99%）ことが確認される。

[図表 2]

2-4. Methodology

企業の収益性、とくに減益と赤字転落がストック・オプション導入に与える影響については、つぎのロジット分析を実施する。減益は、ストック・オプション導入公表時点で入手できる当期純利益（NI0）と次期の純利益（NI1）としたときに、当期純利益が減益の企業を 1、増益の企業を 0 とする純利益減益 Dummy によってその効果を抽出する。また赤字転落は、ストック・オプション導入公表時点で入手できる当期純利益（NI0）が黒字であって、次期の純利益（NI1）が赤字転落している企業を 1、それ以外の企業を 0 とする赤字転落 Dummy によってその効果を抽出する⁵。を本稿では、ロジット分析の結果とともに、平均値のまわりの Marginal Effect の結果も報告する。ここで Marginal Effect とは、説明変数が限界単位増加したときのストック・オプション導入確率の増加を表現する。

⁵ 本稿では、ストック・オプション導入の公表時には観察することのできない次期の純利益の数値を利用して純利益減益 Dummy と赤字転落 Dummy を作成している。我々は当初、決算短信から入手できる経営者の利益予測数値を利用しようと試みたが、サンプル数の確保のため、断念した。例えば、調査対象の期間において Nikkei NEEDS-Financial Quest 2.0 から入手できる、連結 EPS の経営者予測値データのある企業数は 14686 社である。ただし、本データは 1 期の決算に対して 1 年間 4 回の予測値を出しており、実際本稿で利用できるデータ数は、ストック・オプション導入イベント月の直近のデータ 1 個しか利用できないため、我々のサンプルが 17925 社から 3315 社へと大きく減少することが判明した。

$$\begin{aligned}
\text{Pr (ESO 導入)} = & \beta_0 + \beta_1 (\text{Market-to-Book}) + \beta_2 (\text{Leverage}) + \beta_3 (\text{ROA}) + \beta_4 (\text{ROE}) \\
& + \beta_5 (\text{減益 Dummy}) + \beta_6 (\text{赤字転落 Dummy}) + \beta_7 (\text{金融機関持株比率}) \\
& + \beta_8 (\text{役員持ち株比率}) + \beta_9 (\text{外国人持株比率}) + \beta_{10} (\text{Log Asset}) \\
& + \beta_{11} (\text{手元流動性/資産}) + \varepsilon,
\end{aligned} \tag{1}$$

被説明変数 Pr (ESO 導入)は、サンプル期間中において (2003 年 10 月から 2008 年 3 月まで)、ストック・オプションを付与していれば 1、そうでない場合は 0 を取るダミー変数である。なお、同じ企業がサンプル期間中、何回も導入を決議している場合は、最初のデータのみ採択し、2 回目からのデータは削除している。被説明変数で 0 を取る銘柄は、2003 年 3 月から 2008 年 3 月まで⁶の期間で存在していた、金融を除く東証・大証・名証市場への上場全社 (上場廃止企業を含む) とジャスダック上場全社 (上場廃止企業を含む) の中から、サンプル期間中、1 回もストック・オプションの導入決議をしていない企業を対象としている。なお、ストック・オプション関連データとともに、本稿の分析で用いている株価・財務データについても Nikkei NEEDS-Financial Quest 2.0 によって入手している。

さらに本稿では、ストック・オプション費用の強制適用前と後に企業経営者のストック・オプション導入の意思決定に構造変化があったかどうかを、つぎの(2)式のダミー変数 (費用化 D) の有意性を t 検定によって分析する。

$$\begin{aligned}
\text{Pr (ESO 導入)} = & \beta_0 + \beta_0' (\text{費用化 D}) + \beta_1 (\text{Market-to-Book}) \\
& + \beta_1' (\text{Market-to-Book}) \times (\text{費用化 D}) + \beta_2 (\text{Leverage}) + \beta_2' (\text{Leverage}) \times (\text{費用化 D}) \\
& + \beta_3 (\text{ROA}) + \beta_3' (\text{ROA}) \times (\text{費用化 D}) + \beta_4 (\text{ROE}) + \beta_4' (\text{ROE}) \times (\text{費用化 D}) \\
& + \beta_5 (\text{減益 Dummy}) + \beta_5' (\text{減益 Dummy}) \times (\text{費用化 D}) + \beta_6 (\text{赤字転落 Dummy}) \\
& + \beta_6' (\text{赤字転落 Dummy}) \times (\text{費用化 D}) + \beta_7 (\text{金融機関持株比率}) \\
& + \beta_7' (\text{金融機関持株比率}) \times (\text{費用化 D}) + \beta_8 (\text{役員持ち株比率}) \\
& + \beta_8' (\text{役員持ち株比率}) \times (\text{費用化 D}) + \beta_9 (\text{外国人持株比率}) \\
& + \beta_9' (\text{外国人持株比率}) \times (\text{費用化 D}) + \beta_{10} (\text{Log Asset}) \\
& + \beta_{10}' (\text{Log Asset}) \times (\text{費用化 D}) + \beta_{11} (\text{手元流動性/資産}) \\
& + \beta_{11}' (\text{手元流動性/資産}) \times (\text{費用化 D}) + \varepsilon,
\end{aligned} \tag{2}$$

2-5. ストック・オプション導入要因についての分析結果

図表 3 は、ストック・オプション費用の強制適用前と後のそれぞれの期間における(1)式を基礎としたロジット分析の結果を示している。図表 5 は、このロジット分析の結果を視覚的に表すために、費用化前と後のそれぞれの期間の各説明変数の平均値まわりの Marginal Effect の大きさを、棒グラフとして示している。さらに図表 6 は、ストック・オプション費用の強制適用前と後に構造変化があったかどうかを観察するためのダミー変数 (費用化 D) を含んだ(2)式を基礎としたロジット分析の結果を示している。

まず企業の収益性がストック・オプション導入に与える影響を確認する。我々は収益性の指標として、

⁶ サンプル期間は 2003 年 10 月から 2008 年 3 月までであるが、ロジット分析で説明変数として用いる財務データを取るために、サンプル期間より遡ってデータを取っている。

ROA と ROE を検定した。分析結果は、ROE ではなく ROA が企業経営者のストック・オプション導入の意思決定に大きく影響を与えること、その影響度はとくに費用計上の強制適用後に顕著なことが確認できる。ROA が限界単位増加したときのストック・オプション導入確率の増加を表現する **Marginal Effect** は、費用化前の 5.19%から 7.49%に大きく増進している。また費用化の強制適用後の影響度の増進は、図表 6 の構造変化の検定においても費用化後に係数の値が 2.46 増加するというかたちで確認できる (5%水準で有意)。したがって、分析結果は、我々が提示する仮説 1-1 と仮説 1-2 において、とくに ROA について支持する。

つぎに企業の減益と赤字転落の可能性がストック・オプション導入に与える影響を確認する。まず純利益減益 **Dummy** については、費用化前は有意ではないのに対して、費用化後には 5%水準で有意に **Negative** である。この結果は、我々の仮説 1-3 および 1-4 と整合的であり、企業経営者は、とくに費用化の強制適用後において、減益の可能性があるときにはストック・オプションの導入を手控えていることが確認された。この費用化の強制適用後の顕著な企業経営者の意思決定の変化は、図表 6 の構造変化の検定においても費用化後に係数の値が 0.28 減少するというかたちで確認できる (10%水準で有意)。つぎに、純利益赤字転落 **Dummy** について、分析結果は我々の仮説 1-3 および 1-4 を強く棄却する。すなわち、費用化前も後も係数は有意に **Positive** であり、しかも図表 6 の構造変化の検定において、とくにストック・オプション費用の強制適用時の構造変化は確認できない。したがって我々は、本分析結果を、経営者のビックバス仮説と整合的であると結論付ける。すなわち、ビックバス仮説は、企業経営者が、業績が悪化したときには、その期に一気に **Pending** であった費用を追加的に計上する傾向があることを主張する (Healy, 1985)。本稿の結果は、この主張と整合的に、企業経営者が、赤字転落の可能性が高いときに、業績を押し下げるストック・オプションを積極的に導入していることを示している。

さらにその他のコントロール変数について確認する。**Market-to-Book Ratio** については、費用化前も後も有意に正の影響があることが確認できる (1%水準)。この結果は、三輪 (2008) と整合的である。しかしながらその影響度は、費用化後に大きく減少しており、図表 6 で係数が 0.28 減少しているというかたちで確認できる (1%水準で有意)。

Leverage については、費用化前には Uchida (2006) および三輪 (2008) と整合的に有意に負の影響があることが確認できるが (1%水準)、費用化後にはその影響が消滅している。しかしながら、**Leverage** に関する費用化前後の構造変化は、図表 6 において検出されていない。

規模については、他の先行研究と整合的に、費用化前も後も正の影響が観察される。さらにその影響度は、費用化後に大きく増加しており、図表 6 で係数が 0.55 増加するというかたちで確認できる (1%水準で有意)。

手元流動性については、費用化前も後も正の影響が観察される (手元流動性に関する費用化前後の構造変化は、図表 6 において検出されていない)。すなわち、手元流動性が豊富な企業が、現金報酬の代替的な役割を担うストック・オプションを積極的に導入している。この結果は、成長機会の代理変数である **Book-to-Market Ratio** とあわせてとらえると興味深い。すなわち、成長機会を多く有する企業は、手元の流動性を原資に報酬を支払うよりも、それ以上にストック・オプション報酬を選好している。

企業統治メカニズムに関する変数については、とくに役員持株比率と外国人持株比率で正の影響が観察される。これらは Uchida (2006) および三輪 (2008) と整合的である。とくに役員持株比率については、その影響度は、費用化後に大きく減少している。これは、図表 6 で係数が 0.95 減少しているという

かたちで確認できる（10%水準で有意）。外国人持株比率に関する費用化前後の構造変化は、図表 6 において検出されていない。

[図表 3]

[図表 4]

[図表 5]

3. ストック・オプション導入の市場の評価

3-1. 先行研究の Review

ストック・オプション費用の強制適用前の市場の短期反応の分析には、Brickley, Bhagat and Lease (1985), Kato, Lemmon, Luo and Schallheim (2005)等の代表的な先行研究があり、彼らは我が国の市場参加者がストック・オプションの導入をポジティブに解釈していることを発見している。たとえば、Lemmon, Luo and Schallheim (2005)は、1997年5月～2001年12月の644の導入企業を調査し、自己株式型ストック・オプションの(-1, +1) CAR が 1.58%、ワラント型ストック・オプションの(-1, +1) CAR が 2.12%と 1%水準で有意に正であることを報告している。

我々の研究は、ストック・オプション費用化の前後にサンプルを分割し、とくに費用化後のストック・オプション導入に対する市場の短期的な反応を観察することが目的であるが、我が国市場の費用化後の影響を分析した先行研究はなく、本研究は我が国の市場参加者に機能的固定化がみられるかどうかを分析した最初の分析と位置付けることができる。

3-2. ストック・オプション費用化前後の市場の評価に関する仮説設定

我々は、市場参加者には機能的固定化がみられ、ストック・オプション費用化の前後にサンプルを分割すると、費用化の強制適用後には、投資者は費用化前よりも顕著にネガティブにストック・オプション導入に反応するという仮説を提示する。

仮説 2：ストック・オプション費用の強制適用によって、投資者は費用化前よりもストック・オプション導入にネガティブに反応する。

3-3. サンプルと Methodology

サンプルは、2-3と同様に、分析期間が2003年10月から2008年3月まで、サンプル数がストック・オプション付与を取締役会で決議した延べ2720件のデータの中で、イベント日を挟んで前後20日間の日次のリターンデータが継続して取得できる、金融機関を除く1424件（709社）である。

分析方法は、ストック・オプション導入に対する短期的な市場の反応をCAPMによるMarket Model

によって CAR を算出することによってその影響を観察する。

サンプル企業の超過リターン (AR) は次のように計算される。

$$AR_{it} = R_{it} - (\beta_0 + \beta_1 R_{mt}) \quad (3)$$

各パラメータは、イベント日である取締役決議日からさかのぼって $t = (-21 \sim 220)$ の推定期間によってサンプル銘柄と TOPIX の日次リターンで推定している。

サンプルは、2006年5月1日の会社法施行前と後に分割している。さらに我々は、サンプルを成熟企業と新興企業に分けた分析も併せて実施している。これは、新興企業がサンプル (1424 件) の約 33% と大きな割合を占めるとともに、成熟企業と新興企業では、市場参加者が大きく異なるために、その反応も異なる可能性があると考えからである⁷。我々は成熟企業を、東証・大証・名証の 1 部または 2 部に上場している企業として、新興企業を、ジャスダック・ヘラクレス・マザーズに上場している企業として定義している。成熟企業と新興企業のサンプル数は、費用化前においては、成熟企業 559 社、新興企業 347 社である。費用化後においては、成熟企業 389 社、新興企業社 129 社である。ストック・オプション導入企業の業種としては、情報通信・サービス・小売・電気機器の 4 業種で全体の 50% 以上を占めており、これら業種にストック・オプションの導入が集中している。図表 6 は、本研究で分析対象としているサンプル 1,424 件のデータの業種別の内訳を示したものである。

[図表 6]

3-4. スtock・オプション導入の市場の評価についての分析結果

図表 7 では、イベント日 ($t=0$) を前後とした ($t=-20 \sim 20$) までの期間における各 t 時点における超過リターンの平均 (AR) とその t 値が示されている。図表 7 では、Kato, Lemmon, Luo and Schallheim (2005) と同様に、 $CAR(-1, +1)$ 、 $CAR(-2, +2)$ 、 $CAR(-20, -2)$ 、および $CAR(+2, +20)$ という 4 つの検定期間における CAR の結果を報告している。各 CAR (t_1, t_2) は以下の式(3)によって算出している。

$$CAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^n AR_{it}) \quad (4)$$

[図表 7]

図表 7 の結果をみると、費用化前は、サンプル期間は異なるものの Kato, Lemmon, Luo and Schallheim (2005) の発見とは首尾一貫せず、 $CAR(-1, +1)$ 、 $CAR(-2, +2)$ の両方とも累積超過リターンは有意ではないが Negative である。これは成熟市場と新興市場に市場を分割した場合でも同様である。逆に、費用化

⁷ Kato, Lemmon, Luo and Schallheim (2005) は、論文の中では触れていないが、サンプル期間が 2001 年 12 月までであり、まだ新興市場ができて間もない時期までのサンプル期間である。したがって、サンプルに占める新興企業数は、我々に比べて相当に少なかったと推察される。

後は、我々の仮説 2 とは整合せずに、CAR(-1, +1)、CAR(-2, +2)の両方とも累積超過リターンは有意に正である。例えば CAR(-1, +1)に着目すると、全市場で 0.63%、成熟市場では 0.31%、新興企業では 1.61%の累積超過リターンが獲得されている。本結果によると、ストック・オプション導入に対する市場の評価は、費用化の強制適用後に変化しており、しかもその反応は我々の仮説 2 とは首尾一貫せずにポジティブに変化している。しかもそのポジティブな度合いは新興市場において顕著である。そこで第 4 節では、この要因をストック・オプション導入のシグナリング仮説に求めて、追加的な仮説を検証した。すなわち我々は、市場参加者が、ストック・オプション費用の強制適用後におけるストック・オプションの導入に関して、将来の収益性に対する経営者の自信の表れを読み取っているのではないかと推測したのである。

4. 企業の財務属性とストック・オプションに関する市場の評価に関する分析

ストック・オプションの費用化によって、導入企業は費用化前と違って、目に見える形で報告利益が減少するリスクを負うことになる。そこで我々はつぎのシグナリング仮説を設定した。すなわち、報告利益の減少というリスクを負ってストック・オプションを導入する企業経営者は将来の収益の増加に自信をもっており、市場参加者はストック・オプション導入に経営者の将来収益に対する自信の表れを読み取っているという仮説がそれである。すなわち市場参加者は、現在の収益性に関して保有する情報に、企業から発信されるシグナルを加味して将来収益を予想していると考ええる。

仮説 3：市場参加者は、ストック・オプション導入に企業経営者の将来収益の増進に関する自信の表れを読み取っている。

そこで本節では、ストック・オプション導入企業の現在の収益性の指標として、各企業の平均的な収益性指標である 1 期前から 3 期前までの ROA と ROE の平均値(ROA -1~3 および ROE -1~3) と、業種間の違いを調整した業種調整 ROA と業種調整 ROE の平均値(Adj ROA -1~3 および Adj ROE -1~3) を使用する。業種間の違いの調整は、つぎのようにイベントがあった月からさかのぼって直近 3 年間の ROA または ROE 平均から、同業種における業種平均を差し引くことによって調整している。

$$\text{Adj ROA } -1\sim 3 = \frac{\sum_{t=-1}^{-3} \text{ROA}_{it}}{3} - \frac{\sum_{t=-1}^{-3} (\text{業種 ROA}_t)}{3} \quad (5)$$

$$\text{Adj ROE } -1\sim 3 = \frac{\sum_{t=-1}^{-3} \text{ROE}_{it}}{3} - \frac{\sum_{t=-1}^{-3} (\text{業種 ROE}_t)}{3} \quad (6)$$

シグナリング効果をとらえる変数は、ROESurprise である。ROESurprise は、ストック・オプション導入公表時点で入手できる当期純利益 (NI0) と次期の純利益 (NI1) としたときに、今期(0)から来期(1)に ROE が増加した大きさを表している⁸。我々は、上記の収益性指標とともに、Log Asset, Leverage,

⁸ 本稿では、ストック・オプション導入の公表時には観察することのできない次期の純利益の数値を利用して ROESurprise を作成している。我々は当初、決算短信から入手できる経営者の利益予測数値を利用しようと試みたが、経営者が予測する次期の純利益数値が入手できる企業数は 14,686 社であり、我々のサンプルが 17,925 社から 3,315 社へと大きく減少することが判明した。したがって我々は、経営者が予測する次期の純利益を利用する方法を断念した。

Market-to-Book Ratio, および年度 Dummy をコントロール変数に加えた(7)式および(8)式によってシグナリング効果を分析する。(7)式が業種調整をしていない収益性指標をコントロール変数としており, (8)式が業種調整をした収益性指標をコントロール変数としている。

$$\begin{aligned} \text{CAR}(-1, +1) = & \beta_1 + \beta_2(\text{ROA} \cdot 1 \sim 3) + \beta_3(\text{ROE} \cdot 1 \sim 3) + \beta_4(\text{ROE}_{\text{Surprise}}) \\ & + \beta_5(\text{Log Assets}) + \beta_6(\text{Leverage}) + \beta_7(\text{Market-to-Book}) + \varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \text{CAR}(-1, +1) = & \beta_1 + \beta_2(\text{Adj ROA} \cdot 1 \sim 3) + \beta_3(\text{Adj ROE} \cdot 1 \sim 3) + \beta_4(\text{ROE}_{\text{Surprise}}) \\ & + \beta_5(\text{Log Assets}) + \beta_6(\text{Leverage}) + \beta_7(\text{Market-to-Book}) + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

また図表 7 の分析結果からも, 新興市場と成熟市場では市場参加者の反応は大きく異なることが分かったので, 新興企業の収益性指標 ((7)式においては, ROA · 1~3 および ROE · 1~3, (8)式においては, Adj ROA · 1~3 および Adj ROE · 1~3) には 1 を取るダミー(D)をかけることによってその効果を調整する(9)式および(10)式によってもシグナリング仮説を分析する。

$$\begin{aligned} \text{CAR}(-1, +1) = & \beta_1 + \beta_2(\text{ROA} \cdot 1 \sim 3) + \beta_3(\text{D} \times \text{ROA} \cdot 1 \sim 3) + \beta_4(\text{ROE} \cdot 1 \sim 3) + \beta_5(\text{D} \times \text{ROE} \cdot 1 \sim 3) + \\ & \beta_6(\text{ROE}_{\text{Surprise}}) + \beta_7(\text{D} \times \text{ROE}_{\text{Surprise}}) \\ & + \beta_8(\text{Log Assets}) + \beta_9(\text{Leverage}) + \beta_{10}(\text{Market-to-Book}) + \varepsilon \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \text{CAR}(-1, +1) = & \beta_1 + \beta_2(\text{Adj ROA} \cdot 1 \sim 3) + \beta_3(\text{D} \times \text{Adj ROA} \cdot 1 \sim 3) + \beta_4(\text{Adj ROE} \cdot 1 \sim 3) + \beta_5(\text{D} \times \text{Adj} \\ & \text{ROE} \cdot 1 \sim 3) + \beta_6(\text{ROE}_{\text{Surprise}}) + \beta_7(\text{D} \times \text{ROE}_{\text{Surprise}}) \\ & + \beta_8(\text{Log Assets}) + \beta_9(\text{Leverage}) + \beta_{10}(\text{Market-to-Book}) + \varepsilon \end{aligned} \quad (10)$$

[図表 8]

図表 9 は, 回帰結果を示している。上段左の列は, 業種間の ROA および ROE の違いを調整していない ROA · 1~3 および ROE · 1~3 が説明変数として加えられており, 上段右の列は, 業種間の ROA と ROE の違いを調整した Adj ROA · 1~3 と Adj ROE · 1~3 が説明変数として加えられている。左の列, 右の列いずれであっても, シグナリング効果を表す ROE_{Surprise} は有意に正であり (5%水準), 我々の仮説 3 と整合的である。

下段は, とくに新興市場の影響を考慮した新興市場 Dummy を加えた分析結果が示されている。新興市場の参加者の反応を区別して観察すると, さらに興味深い結果を得ることができる。新興市場の参加者は, 過年度の業績が良好な企業のストック・オプション導入ほど Positive 費用に評価している。また上段のシグナリング効果は, とくに新興市場において顕著にみられることが確認できる。

[図表 9]

5. 結論

本稿では、第 1 に、ストック・オプション導入に関する経営者の意思決定に関して、企業の収益性、とくに減益と赤字転落を中心に分析し、ストック・オプション費用の強制適用後は、企業の収益性、とくに減益と赤字転落の可能性がストック・オプション導入にもっとも強く影響を与えることを発見した。企業経営者は、とくに費用化の強制適用後において、減益の可能性があるときには、ストック・オプションの導入を手控えていることが明らかとなった。つぎに企業経営者は、赤字転落の可能性があるときには、逆にストック・オプションを積極的に導入していることが明らかとなった。我々は、本分析結果は、経営者のピックバス仮説と整合的であると結論付けた。すなわち、ピックバス仮説は、企業経営者が、業績が悪化したときには、その期に一気に **Pending** であった費用を追加的に計上する傾向があることを主張する (Healy, 1985)。本稿の結果は、この主張と整合的に、企業経営者が、赤字転落の可能性が高いときに、業績を押し下げるストック・オプションを積極的に導入していることを示している。

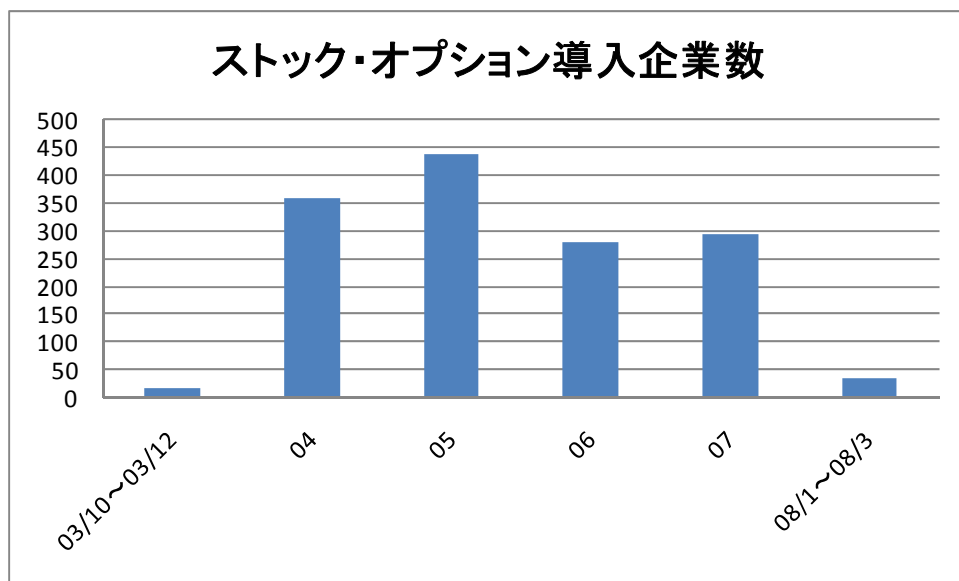
本稿では、第 2 に、ストック・オプション導入に対する市場の短期反応について、ストック・オプション費用の強制適用前後で異なることを発見した。費用化の強制適用前は、先行研究の結果とは異なり、市場の反応は有意ではないが **Negative** である。一方で、費用化の強制適用後は、市場参加者の機能的固定化仮説から推察した我々の予想に反して、市場の反応は **Positive** である。この **Positive** な反応は、新興市場においてより顕著である。そこで我々は、この **Positive** な反応の根拠をつぎのシグナリング仮説に求めた。すなわち、市場参加者は、ストック・オプション費用の強制適用後におけるストック・オプションの導入に関して、将来の収益性に対する経営者の自信の表れを読み取っているのではないかという仮説である。そして我々の分析結果は、ストック・オプション費用の強制適用後において、市場参加者は新興企業のストック・オプション導入を企業経営者の将来の収益性の増進に関する自信の表れとして受け取っていることを、とくに新興市場において顕著に確認することができた。

[2010.10.15 1000]

Reference

- Burgstahler, D. C., and I. D. Dichev. "Earnings management to avoid earnings decreases and losses," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, No. 1 (1997), pp. 99-126.
- Burgstahler, D. C., and M. J. Eames, "Earnings Management to Avoid Losses and Earnings Decreases: Are Analysts Fooled?" *Contemporary Accounting Research*, Vol. 20, No. 2 (2003), pp. 253-294.
- Healy, P. M., "The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 7, No. 2 (1985).
- Matsunaga, S. R. "The Effects of Financial Reporting Costs on the Use of Employee Stock Options", *The Accounting Review*, Vol. 70(1995), pp. 1-26.
- Kato, H. K., M. Lemmon, M. Luo, and J. Schallheim, "An Empirical Examination of the Costs and Benefits of Executive Stock Options: Evidence from Japan," *Journal of Financial Economics*, Vol. 78(2005), pp. 435-461.
- Nagaoka, S., "Determinants of the Introduction of Stock Options by Japanese Firms: Analysis from the Incentive and Selection Perspectives," *Journal of Business*, Vol. 78(2005), pp. 2289-2316.
- Uchida, K., "Determinants of stock options use by Japanese companies," *Review of Financial Economics*, Vol. 15(2006), pp. 251-269.
- Watts, R. L., and J. L. Zimmerman, *Positive Accounting Theory* (1986), pp. 160-161.
- 小寺宏昌 「日米の経営者報酬の現状と問題点」証券アナリストジャーナル, 第48巻第6号 (2010年6月), 15-23頁。
- 首藤昭信 『日本企業の利益調整 理論と実証』中央経済社, 2010年3月。
- 花崎正晴・松下佳菜子 「ストック・オプションと企業パフォーマンス—オプション価格評価額に基づく実証分析—」経済経営研究, 第30巻第4号 (2010年)。

図表1 業種別ストック・オプションの導入件数（2003年10月～2008年3月）

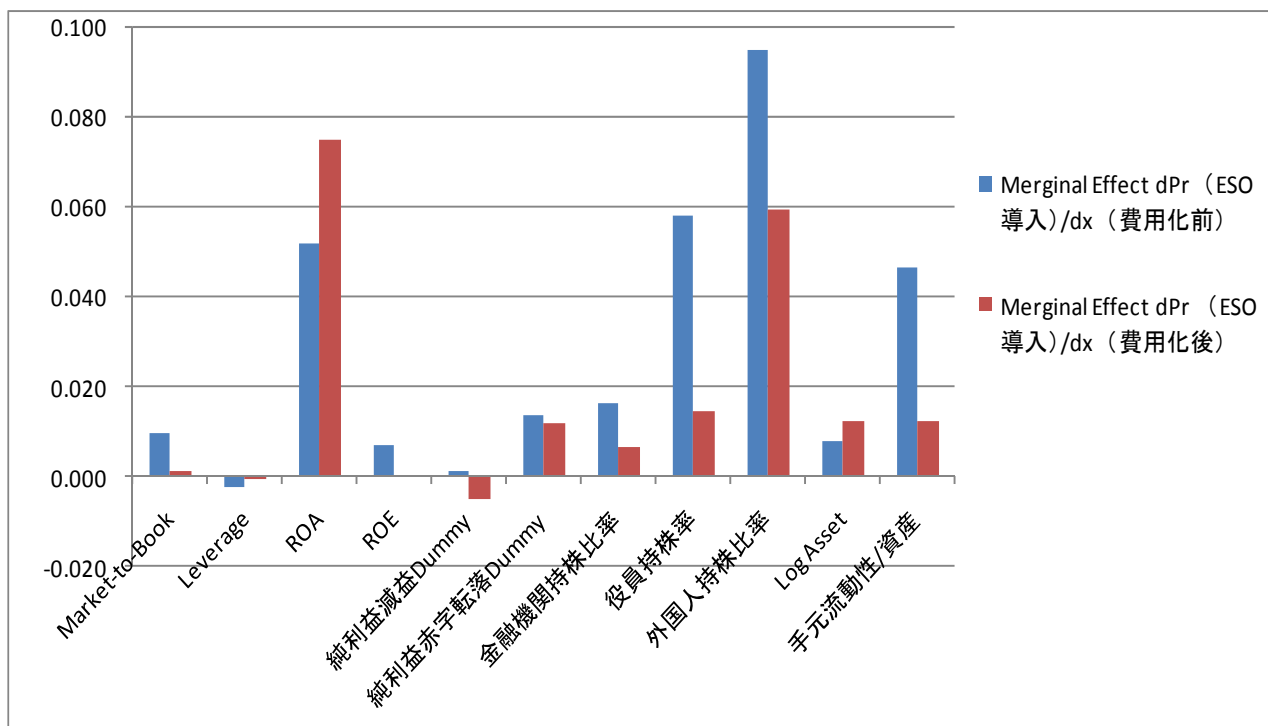


注) 本研究は、Nikkei NEEDS-Financial Quest 2.0 によりストック・オプション導入の有無が入手可能な2003年10月から2008年3月までのサンプル期間を調査対象としている。

図表3 logit分析の結果

	ストック・オプションの 費用化前		ストック・オプションの 費用化後	
	Coefficient	Merginal Effect dPr(ESO導入)/dx (費用化前)	Coefficient	Merginal Effect dPr(ESO導入)/dx (費用化後)
Market-to-Book	0.322 ***	0.0096 ***	0.049 **	0.0010 **
<i>p</i> value	0.000	0.000	0.030	0.034
Leverage	-0.075 ***	-0.0022 ***	-0.036	-0.0007
<i>p</i> value	0.003	0.002	0.224	0.217
ROA	1.745 **	0.0519 **	3.807 ***	0.0749 ***
<i>p</i> value	0.026	0.028	0.000	0.000
ROE	0.232	0.0069	0.015	0.0003
<i>p</i> value	0.331	0.330	0.821	0.821
純利益減益Dummy	0.042	0.0013	-0.273 **	-0.0052 **
<i>p</i> value	0.707	0.709	0.030	0.027
純利益赤字転落Dummy	0.397 **	0.0135 **	0.502 ***	0.0117 **
<i>p</i> value	0.012	0.027	0.005	0.017
金融機関持株比率	0.545	0.0162	0.323	0.0064
<i>p</i> value	0.250	0.252	0.577	0.577
役員持株率	1.944 ***	0.0578 ***	0.745 *	0.0147 *
<i>p</i> value	0.000	0.000	0.089	0.090
外国人持株比率	3.194 ***	0.0949 ***	3.009 ***	0.0592 ***
<i>p</i> value	0.000	0.000	0.000	0.000
Log Asset	0.264 **	0.0078 **	0.626 ***	0.0123 ***
<i>p</i> value	0.013	0.013	0.000	0.000
手元流動性/資産	1.565 ***	0.0465 ***	1.711 ***	0.0337 ***
<i>p</i> value	0.000	0.000	0.000	0.000
Year Dummy	Yes		Yes	
#N(ESO導入企業)	545		336	
#N(ESO未導入企業)	8330		8714	
Pseudo R ²	0.1934		0.1359	
Log Pseudo Likelihood	-1652.4051		-1241.0178	
χ ²	792.34***		390.5***	

図表 4 費用化前後の各変数のマージナル効果



図表5 ストック・オプション費用化による構造変化の分析

		Coefficient	z	p
Market-to-Book	β_1	0.332 ***	9.400	0.000
費用化D×Market-to-Book	β_1'	-0.282 ***	-6.730	0.000
Leverage	β_2	-0.085 ***	-3.120	0.002
費用化D×Leverage	β_2'	0.049	1.230	0.218
ROA	β_3	1.556 **	1.970	0.049
費用化D×ROA	β_3'	2.461 **	2.100	0.035
ROE	β_4	0.206	0.900	0.371
費用化D×ROE	β_4'	-0.194	-0.810	0.418
純利益減益Dummy	β_5	0.026	0.230	0.820
費用化D×純利益減益Dummy	β_5'	-0.286 **	-1.680	0.092
純利益赤字転落Dummy	β_6	0.413 ***	2.610	0.009
費用化D×純利益赤字転落Dummy	β_6'	0.130	0.550	0.583
金融機関持株比率	β_7	0.655	1.410	0.158
費用化D×金融機関持株比率	β_7'	-0.501	-0.700	0.487
役員持株率	β_8	1.811 ***	5.400	0.000
費用化D×役員持株率	β_8'	-0.949 *	-1.750	0.079
外国人持株比率	β_9	3.289 ***	8.600	0.000
費用化D×外国人持株比率	β_9'	-0.474	-0.830	0.406
Log Asset	β_{10}	0.205 ***	2.340	0.019
費用化D×Log Asset	β_{10}'	0.547 ***	7.090	0.000
手元流動性/資産	β_{11}	1.485 ***	4.300	0.000
費用化D×手元流動性/資産	β_{11}'	0.391	0.720	0.469
Year Dummy			Yes	
#N(ESO導入企業+ESO未導入企業)			17925	
Pseudo R^2			0.1934	
Log Pseudo Likelihood			-2825.1132	
χ^2			792.34***	

図表 6 業種別内訳

業種名	%	業種名	%
情報・通信業	17.42	ガラス・土石製品	1.69
サービス業	12.85	建設業	1.47
小売業	10.67	鉄鋼	1.12
電気機器	10.39	金属製品	0.91
卸売業	8.57	ゴム製品	0.70
化学	6.88	倉庫・運輸関連業	0.56
機械	5.20	水産・農林業	0.42
輸送用機器	4.35	海運業	0.42
不動産業	3.93	非鉄金属	0.28
医薬品	2.95	空運業	0.28
精密機器	2.53	パルプ・紙	0.14
その他製品	2.11	陸運業	0.14
食料品	1.97	鉱業	0.07
繊維製品	1.97		

図表 7 ストック・オプション導入の市場の短期的評価（費用化前 versus 費用化後）

	費用化後				費用化前			
		平均	<i>t</i> value		平均	<i>t</i> value		
全企業 <i>N</i> =518	CAR (-1, +1)	0.0063 ***	3.1945	CAR (-1, +1)	0.0000	-0.0124		
	CAR (-2, +2)	0.0070 ***	2.7540	CAR (-2, +2)	-0.0035	-1.4543		
	CAR (-20, -2)	0.0052	1.0477	CAR (-20, -2)	-0.0134 ***	-2.8566		
	CAR (+2, +20)	0.0125 ***	2.4995	CAR (+2, +20)	-0.0028	-0.5953		
成熟企業 <i>N</i> =389	CAR (-1, +1)	0.0031 *	1.8666	CAR (-1, +1)	0.0013	0.7669		
	CAR (-2, +2)	0.0041 *	1.9270	CAR (-2, +2)	-0.0012	-0.5343		
	CAR (-20, -2)	0.0031	0.7309	CAR (-20, -2)	-0.0105 **	-2.4947		
	CAR (+2, +20)	0.0020	0.4898	CAR (+2, +20)	0.0060	1.4188		
新興企業 <i>N</i> =129	CAR (-1, +1)	0.0161 ***	2.6000	CAR (-1, +1)	-0.0021	-0.5260		
	CAR (-2, +2)	0.0158 *	1.9830	CAR (-2, +2)	-0.0073	-1.3916		
	CAR (-20, -2)	0.0118	0.7563	CAR (-20, -2)	-0.018 *	-1.7702		
	CAR (+2, +20)	0.0439 ***	2.8190	CAR (+2, +20)	-0.0169	-1.6610		

図表 8 説明変数間の相関係数

#N=489	adjROA3	log(asset)	leverage	MtB	ROE_sur	AdjROE3
adjROA3	1					
log(asset)	-0.159	1				
leverage	-0.220	0.203	1			
MtB	0.633	-0.152	-0.125	1		
ROE_sur	-0.135	0.087	0.372	-0.009	1	
AdjROE3	0.332	0.147	-0.165	0.223	-0.285	1

注) Adj ROA_{-1~-3} および dj ROE_{-1~-3} は、業種間の ROA および ROE の違いを調整した指標で、各企業の ROA および ROE 直近 3 年間の平均から同業種の ROA および ROE の 3 年間の平均を引いて計算している。また ROESurprise は、ストック・オプション導入公表時点で入手できる当期純利益 (NI0) と次期の純利益 (NI1) としたときに、今期(0)から来期(1)に ROE が増加した大きさを表している。来期(1)の ROE を算出できる 489 社がサンプルとなっている。

図表 9 スtock・オプション費用化後の企業の収益性およびシグナリング効果

新興市場 Dummy を加えない場合

ROA _{-1~-3} , ROE _{-1~-3} を 収益性の指標とした場合		Adj ROA _{-1~-3} , Adj ROE _{-1~-3} を 収益性の指標とした場合	
Coefficient		Coefficient	
ROA _{-1~-3}	0.049111	Adj ROA _{-1~-3}	0.0603
<i>p</i> value	0.2815	<i>p</i> value	0.1919
ROE _{-1~-3}	0.001191	Adj ROE _{-1~-3}	0.001123
<i>p</i> value	0.9431	<i>p</i> value	0.9459
ROE surprise	0.026802 **	ROE surprise	0.027142 **
<i>p</i> value	0.0318	<i>p</i> value	0.0295
Log Asset	-0.00723 **	Log Asset	-0.00742
<i>p</i> value	0.0232	<i>p</i> value	0.0168
Leverage	0.0000	Leverage	0.0001
<i>p</i> value	0.9764	<i>p</i> value	0.9577
Market-to-Book	-0.00023	Market-to-Book	-0.00035
<i>p</i> value	0.8681	<i>p</i> value	0.7901
Year Dummy		Year Dummy	
#N	489	#N	489
Adj R ²	0.0250	Adj R ²	0.0261
F value	0.0116	F value	0.0094

新興市場 Dummy を加えた場合

ROA _{-1~-3} , ROE _{-1~-3} を 収益性の指標とした場合		Adj ROA _{-1~-3} , Adj ROE _{-1~-3} を 収益性の指標とした場合	
Coefficient		Coefficient	
ROA _{-1~-3}	0.0590	Adj ROA _{-1~-3}	0.0520
<i>p</i> value	<i>0.2980</i>	<i>p</i> value	<i>0.4100</i>
D × ROA _{-1~-3}	0.0820	D × Adj ROA _{-1~-3}	0.1200 **
<i>p</i> value	<i>0.1530</i>	<i>p</i> value	<i>0.1260</i>
ROE _{-1~-3}	-0.0600 **	Adj ROE _{-1~-3}	-0.0620 **
<i>p</i> value	<i>0.0470</i>	<i>p</i> value	<i>0.0420</i>
D × ROE _{-1~-3}	0.0970 ***	D × Adj ROE _{-1~-3}	0.0990 ***
<i>p</i> value	<i>0.0070</i>	<i>p</i> value	<i>0.0060</i>
ROE surprise	-0.0100	ROE surprise	-0.0100
<i>p</i> value	<i>0.6080</i>	<i>p</i> value	<i>0.6040</i>
D × ROE surprise	0.0650 **	D × ROE surprise	0.0660 ***
<i>p</i> value	<i>0.0110</i>	<i>p</i> value	<i>0.0100</i>
Log Asset	-0.0020	Log Asset	-0.0050 *
<i>p</i> value	<i>0.6090</i>	<i>p</i> value	<i>0.1470</i>
Leverage	0.0000	Leverage	0.0000
<i>p</i> value	<i>0.7900</i>	<i>p</i> value	<i>0.7210</i>
Market-to-Book	0.0000	Market-to-Book	0.0000
<i>p</i> value	<i>0.9650</i>	<i>p</i> value	<i>0.8940</i>
Year Dummy		Year Dummy	
#N	489	#N	489
Adj R ²	0.0320	Adj R ²	0.0338
F value	0.0041	F value	0.0029

注) Adj ROA_{-1~-3} および Adj ROE_{-1~-3} は、業種間の ROA および ROE の違いを調整した指標で、各企業の ROA および ROE 直近 3 年間の平均から同業種の ROA および ROE の 3 年間の平均を引いて計算している。また ROE_{surprise} は、ストック・オプション導入公表時点で入手できる当期純利益 (NI0) と次期の純利益 (NI1) としたときに、今期(0)から来期(1)に ROE が増加した大きさを表している。来期(1)の ROE を算出できる 489 社 (成熟企業 375 社, 新興企業 114 社) がサンプルとなっている。