

近年における日本の業績連動型報酬の状況についての一考察

— インセンティブ・ストック・オプション導入の観点から —

安田 行 宏
金 鉉 玉
長谷川 信久

1. はじめに

本稿では、近年のコーポレート・ガバナンス改革の中で、経営者・役員に対する業績報酬制度についてデータに基づく分析を行う。中でも、業績連動型報酬制度として日本でも普及を見せているインセンティブ・ストック・オプション（以下、ストック・オプションと略記）のあり方を念頭におきながら、改革の最中にある日本の経営層の報酬制度の特徴について実証的に考察することにした。

具体的な問題意識は、ストック・オプションが普及した状況下で、①日本の取締役の報酬（役員報酬+役員賞与）の水準・その内訳（構成）はどのような特徴を持っているのか、②ストック・オプションはどの程度付与され、どのような要因にそれが規定されているのか、③付与されたストック・オプションはどのくらい実際に権利行使されているのか等である。本稿ではこれらの疑問に対して、新会計基準の導入に伴いストック・オプションの費用計上が義務化されたことを踏まえ、2006年度の日本の上場企業のデータを用いて具体的に検証を行っていく。

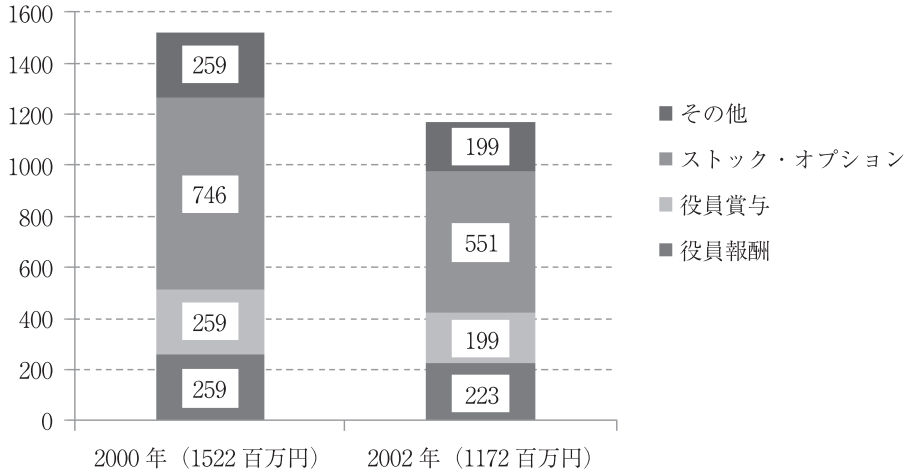
図1は、S&P500社の米国企業の2000年代初頭におけるCEOの報酬の内訳を示したものである。この図から読み取れる米国の特徴として、第一に、報酬額の水準自体が非常に高い点が挙げられる。第二に、報酬額の水準は年によって大きく変動するものの、報酬内容の構成比自体は基本的に変化がない点である。そして第三に、インセンティブとしてのストック・オプションの割合が非常に高いことである。実際、報酬全体の中で約50%近くをストック・オプションが占めており、その重要性が視える。

一般に、ストック・オプションとは、会社が取締役、使用人又はその他の利害関係者に対しあらかじめ定められた価格で自社の株式を購入できる権利（オプション）を付与するもので、主に株価上昇時に権利行使価格で株式を取得し、時価で売却することで利益を得る株価連動型の報酬制度である。早くからこの制度を導入している米国においては、特に1980年代から1990年代の長期の株高を背景に株式による長期インセンティブ制度として普及した。Worldat Work社の調査によると、2001年初の時点で米国大企業の6割がストック・オプションを導入している。

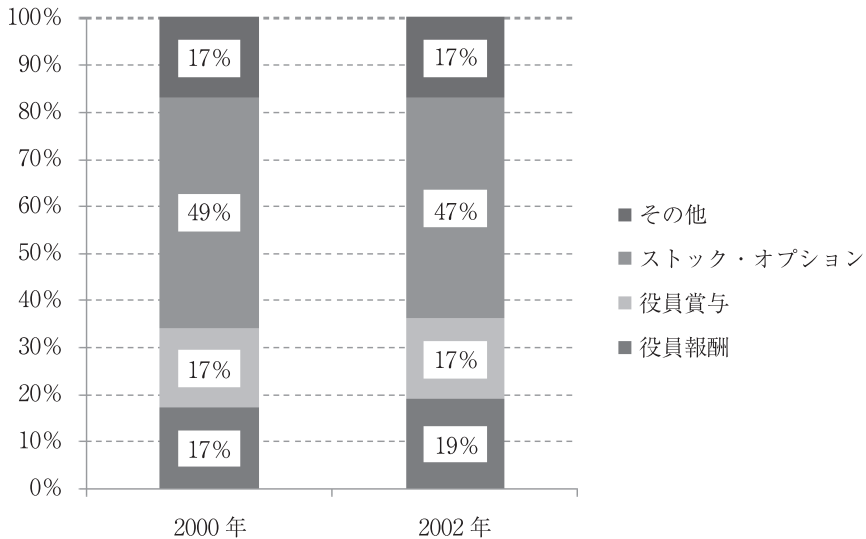
図1 米国 S&P500 社の CEO の平均報酬

パネル A：報酬額ベース

単位：百万円



パネル B：比率ベース



注1. Jensen et al. (2004)の S&P500 社の CEO の各年の平均報酬から算出。

注2. 円貨算出には各年の12ヶ月間の月末ドル円レートの平均を使用：2000年=108.42円，2002年=124.83円。

ところで、以上のような米国の報酬との比較を念頭に、日本の役員報酬が少ないことや、業績連動の程度が少ないことが企業のガバナンスの機能を発揮する上で問題があるとする議論がしばしばなされる。しかしながら、その前提としての実態把握の面においては、データの入手困難な面もあって決して十分ではないと思われる¹⁾。例えば、どの程度のストック・オプションなどの業績連動型報酬が導入・付与されているのかを容易には把握できない状況にある。そこで、本稿では役員報酬の現状とその課題を、特にインセンティブとしてのストック・オプション付与の観点から考察していきたいと考えている。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、本稿で対象とする2006年度にストック・オプションを導入した企業のストック・オプションの特徴を、先行研究となるKato et al. (2005)と比較する形式で考察する。第3節では、ストック・オプションの付与量の決定要因について実証的に分析を行う。第4節では、その付与されたストック・オプションが事後的にどの程度報酬として実際に権利行使されているのかについて考察し、第5節においてまとめと今後の課題を述べて結びとする。

2. 2006年度のストック・オプション導入状況について

以下では、新株予約権方式に統一後のストック・オプションの導入状況について、費用計上が義務化された時期を考慮し²⁾、2006年度にストック・オプションを導入した企業に焦点を当て、データに基づく考察を行う。包括的なデータ収集が容易ではないため、近年の現状把握の第一歩として、2006年度中にストック・オプションを導入した3月決算企業のうち、金融関連業を除く東証上場企業（1部、2部、マザーズを含む）とJASDAQ企業を対象に有価証券報告書からストック・オプション関連の情報を収集した（データ収集方法の詳細は3-1で記述）。なお、本稿では役員報酬の現状とその課題を、特にインセンティブとしてのストック・オプション付与の観点から考察しているため、1円ストック・オプションを除外して考察する。

表1は、会社法制定以前をサンプル期間（1997年6月～2001年12月）とした日本の代表的なストック・オプションの研究であるKato et al. (2005)のデータと可能な限り比較できる形で、ストック・オプション計画に関する記述統計量をまとめたものである。具体的には、①ストック・オプション・プレミアム（権利行使価格／付与日の株価）、②付与期間（付与日から権利行使満期日までの期間）、③権利行使期間、④付与日から権利行使開始日までの期間（Vesting Period）、⑤ストック・オプションの総付与株式比率（発行済み株式数に対する付与株式比率）、⑥取締役が付与された株式比率、⑦ストック・オプションを付与された取締役人数、⑧取締役に付与されたストック・オプション総額（後に述べる公正価値に基づく）、⑨役員報酬＋役員賞与、⑩役員報酬総額（役員報酬＋役員賞与＋ストック・オプション総額）で

表1 Kato et al. (2005) の時期との比較

		Kato et al. (2005) (1997年から2001年)	2006年(本稿)
① オプション・プレミアム	平均	1.04	1.03
	中央値	1.05	1.05
② 付与期間	平均	5.60	6.63
	中央値	5.12	5.99
③ 権利行使期間	平均	3.81	4.89
	中央値	3.00	4.00
④ 権利行使 開始日までの期間	平均	1.82	1.73
	中央値	2.11	1.96
⑤ 総付与株式比率(%)	平均	1.00	0.87
	中央値	0.61	0.43
⑥ 取締役が付与 された株式比率(%)	平均	0.32	0.23
	中央値	0.19	0.05
⑦ SOを付与された 取締役数	平均	11	10
	中央値	10	7
⑧ 取締役に付与された SO総額 ^(注)	平均	154百万円	56百万円
	中央値	52百万円	14百万円
⑨ 役員報酬+役員賞与	平均	314百万円	361百万円
	中央値	216百万円	216百万円
⑩ 役員報酬総額 (⑧+⑨)	平均	468百万円	417百万円
	中央値	268百万円	230百万円

注：⑧から⑩について、Kato et al. (2005) では、ドル表示となっているため、表示のドルに1997年6月から2001年12月までの各月末のドル・円為替レートの伸値(TTM)の平均を使い算出した1\$=119.19円を使用した。

ある。

まず、①ストック・オプション・プレミアムから見ていこう。Kato et al. (2005) によると、1997年6月から2001年12月までの間に導入されたストック・オプションのプレミアムの企業別の平均値は4%、中央値で5%である。すなわち、権利行使価格は、付与日時時点の株価に対して4%~5%程度高い、いわゆるアウト・オブ・ザ・マネーの状況にあった。これはKato et al. (2005) によると、多くの企業が株価終値の平均×1.05という計算式から行使価格を決めており、企業間でのプレミアムの違いが殆どない状況にあったからである。一方、2006年度のプレミアムをみると、平均で3%、中央値で5%となっており、Kato et al. (2005) の分析期間での結果とほぼ同様である。しかし、企業別にプレミアムをみると、最小値で-80%、最大値で+50%とばらつきが大きくなっているようである。なお、米国での権利行使価格と株価が等しい、いわゆるアット・ザ・マネーとなっている状況とは大きく異なっている。

次に、②付与期間(付与日から行使期間満期日まで)の長さについては、Kato et al. (2005) では平均で約5.6年(中央値で5.12年)である。一方、2006年度については、平均で約6.6年

(中央値で5.99年)と、近年の方がやや長くなっているように見える。標準偏差が約3.5年であることを踏まえると、権利行使までの期間の長さには企業間で大きなばらつきがあると言えそうである。米国のそれはもともと10年程度が多かったことを踏まえると、一部の企業で米国並みに長くなっている企業が増加しているのかも知れない。一方で、④権利行使開始日までの期間は、Kato et al. (2005) では約1.8年(中央値で2.11年)であるのに対して、2006年度のそれは、平均で約1.7年(中央値で1.96年)とやや短くなっている。

以上の二つのことから、ストック・オプションの③権利行使期間は長くなっていると考えられ、実際、Kato et al. (2005) では平均で約4年(中央値で3年)であるのに対して、2006年度は、平均で約5年(中央値で4年)と1年程度長くなっている特徴が覗える。

ストック・オプションが付与される取締役員の人数(⑦)については、Kato et al. (2005) では平均で11人(中央値で10人)であるのに対して、2006年度では、平均で10人(中央値で7人)とやや少なくなっているようである。

さて、どの程度のストック・オプションが付与されているのかをみるために、Black-Scholes model (以下、BSモデル)に基づく公正価値を求めて付与株数を乗じて計算したものがストック・オプションの(平均)公正価値である。本稿では、Jensen and Murphy (1990), Yermack (1995) の計算方法(日本では、乙政, 2004, 花崎・松下, 2010)と同様の考え方で、以下の定義の下でストック・オプションの公正価値を計算する:

$$\text{ストック・オプションの公正価値} = Pe^{-dT}N(d_1) - Ke^{-rT}N(d_2)$$

$$\text{ただし、} d_1 = \frac{\ln\left(\frac{P}{K}\right) + r - d + \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} \text{ である。}$$

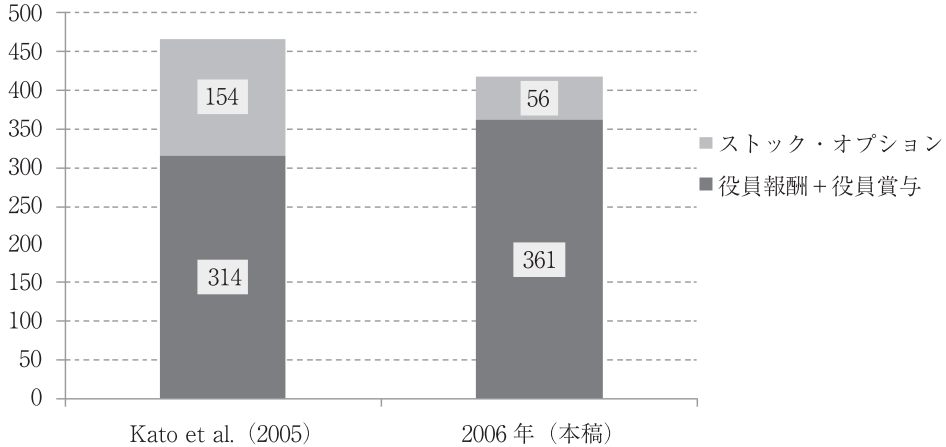
P は株価であり、付与日における株価終値を本稿では用いる。 K は行使価格である。 T は残存期間であり、付与日から権利行使の満期日までの期間をとっている³⁾。 r は安全利子率であり、本稿では、2006年度の前年(2005年度)の10年物国債の利回りの1年間の平均利回り(1.43%)を用いる。 d は配当利回りであり、2005年度の一株当たり配当額を2006年3月末の株価で除したものをを用いている。 σ は株価のボラティリティーであり、2005年度の1年間における株価のヒストリカル・ボラティリティーを用いた。なお、 e は自然対数値であり、 $N(\bullet)$ は標準正規分布の分布関数を表す。

表1によれば、取締役全員に付与されたストック・オプションの公正価値(⑧)は、Kato et al. (2005) では、平均で約1億5千万円、中央値で約5千万円となっている。一方、2006年度においては、平均で約5千600万円、中央値で約1千400万円となり、かなり小さな金額となっている。この原因の一つは、Kato et al. (2005) では役員一人当たりの公正価値が分

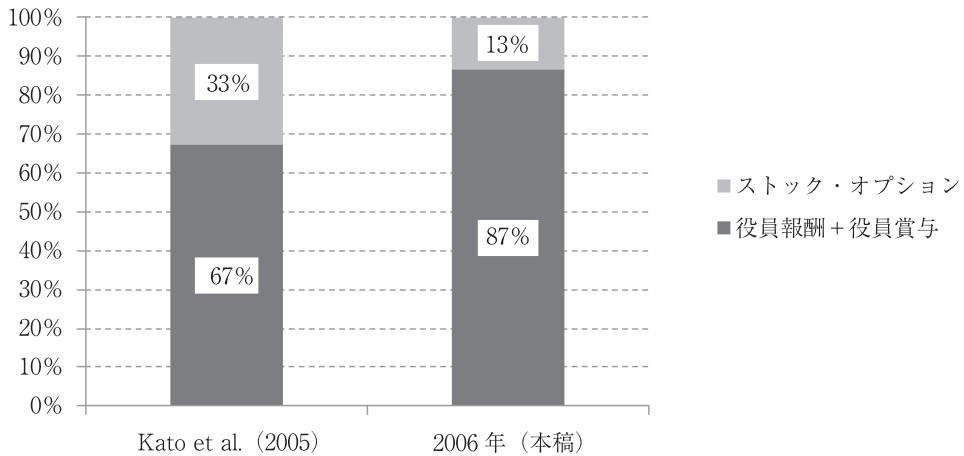
図2 日本における役員報酬額

パネル A：役員報酬額の比較

単位：百万円



パネル B：比率ベース



かるため、これに平均の取締役の人数 (⑦の数値) を乗じて計算しているのに対して、2006年度については付与した取締役の人数のみしか分からないため、各企業当たりの付与総額に対して取締役の人数比率を乗じて計算していることが考えられる。この意味で、単純な比較はできない点には注意が必要である。しかしながら、米国の状況と比較すると、ストック・オプション付与総額も、報酬における比率も小さいことには変わりはないと言える。図2は、日本における役員報酬の金額とそれに占めるストック・オプションの比率を Kato et al. (2005) と比較した図として示したものである。図2からも明らかなように、役員報酬と役員賞与の合計 (⑨の金額) は増えているものの、ストック・オプションの額が減少しているた

め、役員報酬総額（⑩の金額）は少なくなっているように思われる。

3. インセンティブ・ストック・オプション付与量の決定要因

本節では、ストック・オプションの付与量の決定要因について、先行研究を参考にしながら実証分析を行う。日本における先行研究には、乙政（2004）がストック・オプション制度導入初期の時期を対象に、米国の代表的先行研究である Yermack（1995）などに則った形で検証を行っている。その他の研究は、ストック・オプションの付与量ではなく、ストック・オプションを導入しているか否かを検証したものである（Tzioumis, 2008, Kato et al, 2005, Uchida, 2006, Nagaoka, 2005, 三輪, 2008, 安田・金・長谷川, 2011 など）。

前節で考察したように、平均値・中央値でみたストック・オプションの金額は必ずしも大きいものではないが、企業間のばらつきは大きく、企業間での付与量の違いを踏まえた検証を行うことには一定の意義があると思われる。また、前述の乙政（2004）の検証の時期とは異なり、本稿は会社法施行後のストック・オプションの費用計上が義務化した時期での検証となる。

3-1. データ

本節では、前節と同様に、2007年3月決算の金融関連業を除く東証上場企業（1部、2部、マザーズを含む）とJASDAQ企業を対象に分析を行う。分析のために次のような手順でストック・オプションに関する情報を収集している。まず、QUICK社のAstra Managerより新株予約権に関するニュースリリース情報を収集し、その中からストック・オプションを目的とする新株予約権の情報を抽出した。次に、有価証券報告書よりストック・オプションに関する開示情報を集め、Astra Managerの情報と照合してデータを補完した。財務データは日経NEEDS Financial-QUEST、ガバナンスデータは日経NEEDS-Cgesより入手した。その結果、分析に必要な全てのデータが入手可能な最終的なサンプル数は1,836社となっている。

本稿では、主に経営者に対するインセンティブ・ストック・オプションに関心があるため、従業員のみにはストック・オプションを付与している企業、あるいは1円ストック・オプションのみを導入した企業はサンプルから除外する。また、同一年に複数回導入している企業については、少なくとも1回は取締役（執行役員を除く）に付与していることを条件に、1年間の範囲で集計（ただし、1円ストック・オプションは除く）して合算している。

3-2. 実証方法と実証仮説

ストック・オプション付与に関する理論分析の多くは、エージェンシー理論に基づく。所有と経営が分離した現代企業において、プリンシパルたる株主とエージェンツたる経営者の

間で利害対立の問題が生じる可能性がある。こうした観点からすると、コーポレート・ガバナンスの課題は、いかにプリンシパルたる株主の利害とエージェントたる企業経営者の利害を一致させるかということになる。すなわち、経営者の利害と株主の利害を一致させる手段として、株式報酬連動型のストック・オプションの導入が一つの選択肢となるのである。

本稿では、そのストック・オプションの付与量の決定要因を分析するために、トービット・モデルを用いて検証する。ストック・オプションの付与量は、そもそも付与していない企業が存在するため、最小値が0という質的性質と、付与をした中での相対的な付与量の相違という量的性質を兼ね備えたデータである。したがって、下限がゼロに制約される検閲されたデータ (censored data) の分析にはトービット・モデルが有効となる。トービット・モデルとは、 y_i^* を潜在変数として、以下のように定式化されるものである：

$$y_i^* = x_i'\beta + u_i \quad \text{ただし, } u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$$

に対して、

$$y_i = y_i^* \quad \text{if } y_i^* > 0$$

$$y_i = 0 \quad \text{if } y_i^* \leq 0$$

本稿の文脈では、 y_i がストック・オプションの付与量を表すことになる。インセンティブ付与量の測り方として、本節では、①当該年度の企業 i が役員以下に与えたインセンティブの付与の強度の代理変数として、前節のBSモデルで推計した1単位当たりのストック・オプション価値に付与株式総数を乗じた合計金額の自然対数値 (SO_TVvalue)、②役員に与えたインセンティブの付与の強度の代理変数として、①の価値に、付与人数における取締役会の役員人数の比率を乗じた金額の自然対数値 (SO_BValue)、③役員報酬に占めるストック・オプション比率の代理変数として、②を役員報酬+役員賞与で割った比率 (SO_Ratio) の3通りを用いる。

一般的に、ストック・オプション付与量の決定に関する仮説は、ストック・オプション導入の考え方と同じである。そこで、右辺の説明変数については、同時期のストック・オプション導入の決定要因について検証を行った安田・金・長谷川 (2011) の結果で説明力を持つものを踏まえた上で、前述の先行研究に従いながら主に以下の3つの観点から検証を行う。

3-2-1. エージェンシー問題に関する仮説

一般に、企業の成長性については、経営者と株主間の情報の非対称性の問題は成長性の高い企業ほど深刻で、したがってエージェンシー・コストが高いと考えられる。なぜなら企業の将来性に関する情報に対しては経営者の方が圧倒的に情報優位な立場にあるからである。こうした状況においてはストック・オプションなどのインセンティブメカニズムが有効であ

り、成長性の高い企業ほどインセンティブを付与すると予想される。企業の成長性を表す指標として時価・簿価比率（(株式の時価総額+負債)/総資産、 MB ：期待符号は+；以下符号のみ記す）を用いる。

資本構成に関して、負債比率の高い企業にとって、ストック・オプションの付与によって株主と経営者の利害が一致するかも知れないが、このことは逆に負債のエージェンシー・コストが高くなることを含意している。つまり、経営者が株主の立場にたつと、債権者の利益を犠牲にして株式価値を最大化する可能性が懸念される。以上の点から、負債比率の高い企業ほど、ストック・オプションの導入によるインセンティブ付与に対して消極的であることが予想される (John and John, 1993)。この検証のために本稿では、レバレッジを表す指標として総資産/純資産比率 (Lev (-)) を用いる。

企業規模のインセンティブ付与に対して与える理論的含意は明確ではない。企業規模が大きくなるほど、企業経営に対する株主のモニタリングは困難になると予想される (Jensen and Meckling, 1976)。このように考えると、企業規模が大きい企業ほど、ストック・オプションによるインセンティブ付与を高くすることが期待される。逆に、企業規模が小さいほど公開情報が少なく、経営者と株主の間の情報の非対称性が高いとも考えられるので、企業規模が小さい方がむしろストック・オプションを多く付与する可能性も考えられる。本稿では、企業規模を表す変数として総資産の自然対数 ($Size$ (+/-)) を用いる。

企業利益は株主をはじめ重要な指標であり、企業利益が低いと株価の低迷、格付けの低下など、いわゆる財務報告のコストが高くなる。このように考えると、財務報告のコストが高い企業ほど、ストック・オプションをたくさん付与して、財務報告のコストを低下させるインセンティブが高いと予想される。総資産事業利益率 (Roa (-)) を用いる⁴⁾。

帰無仮説1：(株主の) エージェンシー・コストが高い企業ほど、ストック・オプションの付与量が多い。

3-2-2. 流動性制約に関する仮説

ストック・オプションによる報酬は経営者に対するストック・オプション付与時に現金の流出を伴わないメリットが企業側に存在する。それゆえ、相対的に流動性の低い企業ほど、ストック・オプションが導入されると考えられる (Yermack, 1995)。したがって、資金力が十分でないベンチャー企業はストック・オプションをたくさん付与することが予想される。逆に言えば、潤沢なキャッシュ・フローを有する企業の場合、経営者は株主等から批判を受けることなく現金で役員報酬や役員賞与を受けることが可能であるからストック・オプションの魅力は相対的に低いと考えられる。本稿では、流動性を表す変数として配当支払があれば1、そうでなければ0のダミー変数 ($Dividend$ (-)) を用いる⁵⁾。

帰無仮説2：流動性制約の厳しい企業ほど、ストック・オプションの付与量が多い。

3-2-3. 株式所有構造に関する仮説

エージェンシー問題の解消策として株主によるモニタリングとストック・オプション付与が代替的に捉えられる。たとえば、経営者の持株比率が高い場合、経営者と株主の利害はより一致すると考えられるため、ストック・オプションを導入することでエージェンシー問題の解消を試みるインセンティブは低くなる。したがって、経営者持株比率の低い企業ほどストック・オプションによるインセンティブを多く付与すると考えられる (Mehran, 1995)。したがって、役員持ち株比率 (*DirSh* (-)) を分析に組み込む。

同様に、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ので、ストック・オプションを導入するインセンティブは低くなる。ただし、外国人株主は経営者に対してより株主の富の最大化を要求し、ストック・オプション導入の採用を促す可能性も考えられる。この場合には、外国人株主の比率が高い企業ほどストック・オプションによるインセンティブ付与が多いと考えられる。この点を検証するために、外国人持ち株比率 (*ForSh* (+/-)) を用いる。

帰無仮説3：株主によるモニタリング機能が発揮できる企業ほど、ストック・オプションの付与量が少ない。

3-3. 実証結果

表2から表4はそれぞれ変数の記述統計量、変数間の相関係数およびトービット分析の実証結果をまとめたものである。

表4のトービット分析結果によれば、エージェンシー仮説に関する実証結果については、どの説明変数を用いるかには結果は依存せず、概ね予想通りの結果となっている。すなわち、成長性の高い企業ほど (*MB*)、また、レバレッジの低い企業ほど (*Lev*) スtock・オプションの付与量が多いという結果が統計的に1%あるいは5%水準で支持されている。一方で、企業規模については (*Size*)、企業規模が大きい企業ほどストック・オプションの付与量が多いという実証結果である。

次に、流動性仮説についての実証結果を見ると (*Dividend*)、各企業のストック・オプションの付与量の変数である *SO_TValue* についてのみ、統計的に5%水準で有意であり、符号は負である。すなわち、配当支払いを行っていない(いる)企業の方がストック・オプションの付与量が多い(少ない)ことを含意している。この結果は、乙政(2004)とは逆の結果となっている。一方で、ストック・オプションの付与量を役員に限定して推計したもの

表2 記述統計量

	mean	s.d.	min.	1Q	median	3Q	max.	obs.
<i>SO_TVvalue</i>	1.290	4.746	0.000	0.000	0.000	0.000	21.998	1,836
<i>SO_BValue</i>	1.018	3.998	0.000	0.000	0.000	0.000	20.691	1,821
<i>SO_Ratio</i>	1.775	23.222	0.000	0.000	0.000	0.000	877.697	1,811
<i>MB</i>	1.459	0.908	0.443	0.994	1.206	1.566	7.196	1,840
<i>Lev</i>	2.530	1.688	1.040	1.520	2.015	2.890	13.534	1,840
<i>Size</i>	10.714	1.524	6.792	9.664	10.565	11.579	16.383	1,840
<i>Roa</i>	5.480	5.251	-14.006	2.430	4.585	7.735	30.772	1,840
<i>Dividend</i>	0.884	0.320	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1,840
<i>Dir*Sh</i>	0.032	0.374	0.000	0.000	0.000	0.000	12.888	1,840
<i>FoSh</i>	10.516	11.055	0.000	1.803	7.060	15.868	78.320	1,840

表3 相関係数

	SO_TVvalue	SO_BValue	SO_Ratio	MB	Lev	Size	Dividend	Roa	DirSh	FoSh
SO_TVvalue	0.999 (0.000)	0.999 (0.000)	0.172 (0.000)	0.172 (0.000)	-0.073 (0.002)	0.098 (0.000)	-0.022 (0.350)	0.035 (0.128)	0.131 (0.000)	0.145 (0.000)
SO_BValue	0.999 (0.000)	1.000 (0.000)	0.146 (0.000)	0.146 (0.000)	-0.065 (0.006)	0.097 (0.000)	-0.006 (0.798)	0.029 (0.210)	0.129 (0.000)	0.144 (0.000)
SO_Ratio	0.999 (0.000)	1.000 (0.000)	0.143 (0.000)	0.143 (0.000)	-0.063 (0.008)	0.096 (0.000)	-0.010 (0.683)	0.025 (0.280)	0.131 (0.000)	0.141 (0.000)
MB	0.172 (0.000)	0.146 (0.000)	0.143 (0.000)	0.143 (0.000)	-0.047 (0.046)	0.120 (0.000)	-0.091 (0.000)	0.440 (0.000)	0.117 (0.000)	0.323 (0.000)
Lev	-0.073 (0.002)	-0.065 (0.006)	-0.063 (0.008)	-0.063 (0.008)		0.115 (0.000)	-0.251 (0.000)	-0.273 (0.000)	0.023 (0.317)	-0.228 (0.000)
Size	0.098 (0.000)	0.097 (0.000)	0.096 (0.000)	0.120 (0.000)	0.115 (0.000)		0.215 (0.000)	0.026 (0.269)	0.107 (0.000)	0.621 (0.000)
Roa	0.035 (0.128)	0.029 (0.210)	0.025 (0.280)	0.440 (0.000)	-0.273 (0.000)	0.026 (0.269)		0.337 (0.000)	0.023 (0.332)	0.306 (0.000)
Dividend	-0.022 (0.350)	-0.006 (0.798)	-0.010 (0.683)	-0.091 (0.000)	-0.251 (0.000)	0.215 (0.000)	0.337 (0.000)		0.025 (0.276)	0.231 (0.000)
DirSh	0.131 (0.000)	0.129 (0.000)	0.131 (0.000)	0.117 (0.000)	0.023 (0.317)	0.107 (0.000)	0.025 (0.276)	0.023 (0.332)		0.109 (0.000)
FoSh	0.145 (0.000)	0.144 (0.000)	0.141 (0.000)	0.323 (0.000)	-0.228 (0.000)	0.621 (0.000)	0.231 (0.000)	0.306 (0.000)	0.109 (0.000)	

※1. 左下三角行列は Pearson 相関係数, 右上三角行列は Spearman 相関係数。

2. 括弧内は p 値。

表4 トービット分析結果

	<i>SO_TValue</i>	<i>SO_BValue</i>	<i>SO_Ratio</i>
<i>MB</i>	6.765 (4.49)***	5.777 (4.02)***	21.095 (3.73)***
<i>Lev</i>	-4.422 (-2.97)***	-3.352 (-2.43)**	-13.037 (-2.34)**
<i>Size</i>	4.462 (3.50)***	3.980 (3.28)***	12.947 (2.61)***
<i>Roa</i>	-0.533 (-1.67)*	-0.478 (-1.55)	-1.972 (-1.60)
<i>Dividend</i>	-11.271 (-2.01)**	-7.164 (-1.30)	-21.928 (-0.99)
<i>DirSh</i>	1.289 (0.30)	1.710 (0.46)	8.612 (0.64)
<i>FoSh</i>	0.409 (2.72)***	0.385 (2.64)***	1.273 (2.06)**
<i>const</i>	-82.369 (-5.52)***	-78.074 (-5.46)***	-277.831 (-4.97)***
<i>industry dummies</i>	yes	yes	yes
<i>LR</i>	-892.53	-789.26	-911.29
<i>Censored obs.</i>	1,709	1,709	1,700
<i>Uncensored obs.</i>	127	112	111
<i>Obs.</i>	1,836	1,821	1,811

※ 1. 括弧内はz値。***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意。

2. LRは尤度比検定量であり、定数項のみのモデルで推計した場合の対数尤度と本稿でのモデルの対数尤度の差によって推定される。上記のLRの値の下では定数項以外の説明変数が0であるとの帰無仮説は棄却される。

(*SO_BValue*),あるいは役員報酬で基準化したもの (*SO_Ratio*) については,統計的に有意な結果は得られていない。この結果は,配当支払いが無い企業はストック・オプションの付与量が多いものの,役員に対するストック・オプションの付与量自体には影響しないこと示唆しており,興味深い結果であると思われる。

一つの解釈は,流動性不足によるストック・オプションの付与は賃金支払いの抑制手段として,現金流出を伴わない従業員に対するストック・オプションの付与が多いというものである。仮にこの推論・解釈が正しいとすると,従業員人件費はストック・オプションを導入,あるいは積極的に付与している企業ほど,少ないということになる。

別の解釈として, Nagaoka (2005) で示されたように,ストック・オプションが優秀な従業員を引き留める手段として利用されていると,成長性が高いために流動性不足であり,そうした企業ほど有能な人材確保は必要不可欠であるからストック・オプションを付与している可能性もある。しかしながら,金・安田・長谷川 (2010) の結果を踏まえるならば,付与後の業績 (ROA) が低下している企業ほどストック・オプションを付与していることから,前者の可能性の方に蓋然性が高いように思われる。なお,上記の結果は,インセンティブとして社長あるいは役員クラスに対するストック・オプション付与については,現金節約のためには行われていないと解釈することもできる。

続いて,株式所有構造に関する実証結果を見ると,役員の持ち株比率 (*DirSh*) とストック・オプションの付与量の間には関係が無い一方で,外国人投資家の株式保有比率 (*FoSh*) とストック・オプション付与量の間には正の相関関係がある。このことは,ストック・オプションを通じたインセンティブ付与に対して,外国人投資家の投資比率が高い企業の方が積極的であることを含意している。

総じて,ストック・オプションの付与量については概ね期待通りの実証結果が得られたと考えられる。

4. ストック・オプションの権利行使状況について

本節では,前節で考察したストック・オプションの付与量のうち,どの程度の株式が実際に権利行使されているのかを直近の2010年度末の有価証券報告書を用いて確認する。付与量そのもののあり方とは別に,実際にどの程度権利行使されているかを事後的な視点で確認しておくことには一定の意味があると思われる。さらに,ストック・オプションの権利行使について実際に調査したものを筆者らが知る限りでは確認できない点からも,本節の分析は重要といえる。

表5は権利行使状況についてまとめたものである。まず,今回のサンプル企業である2006年度中にインセンティブ・ストック・オプションを導入した132社のうち,61社が2011年末

表5 2006年度中に付与されたストック・オプションの権利行使状況

	社数 (あるいは比率)
①ストック・オプションを付与した社数合計	132
②(2011年末時点において) 権利行使期限が過ぎた社数	61
③有効サンプル企業数	54
④全部又は一部が権利行使された企業数	9
a. 付与ストック・オプションに対する比率(④/①)	6.8%
b. 権利行使期限が過ぎた企業に対する比率(④/③)	17%
⑤権利行使比率	
a. 平均値	19.5%
b. 中央値	14.5%
c. 最大値	73%
d. 最小値	0.3%

までに既に権利行使期限が到達している。今回のサンプル企業のうち約46%の企業である。

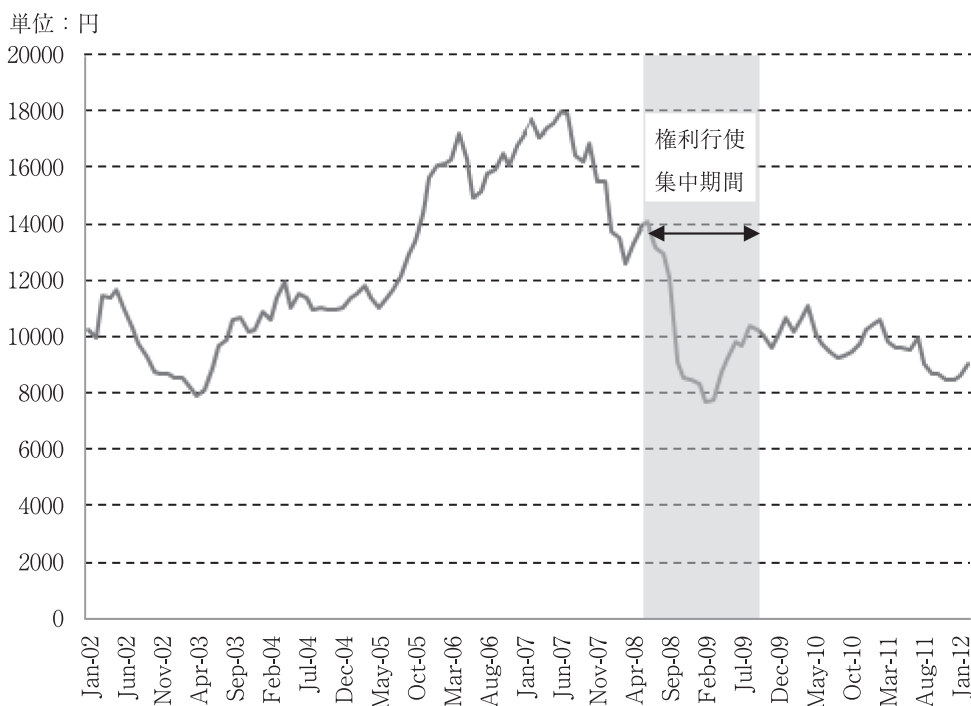
まずはこの権利行使期限が過ぎた企業のストック・オプション履行状況について見てみよう。61社のうち、権利行使の有無が確認できる(償却、判明しないものを除く)企業数は54社であった。これらの各企業について、現時点での権利行使率を、権利行使期限が2011年末までに権利行使された株式数/付与された株式総数と定義して、その全体の平均権利行使率を求めると、6.8%という極めて低い状況にあることが分かる⁶⁾。このことは、2006年度中に付与されたストック・オプションはほとんど権利行使されずに終わっていることを含意している。実際、最大の行使率である権利行使率が正、つまり、一部でも権利行使が行われた企業数自体が9社にすぎず、14.5%程度(9/61)の企業に過ぎないのである。

この少数の9社の権利行使状況についてもう少し詳しく見てみよう。権利行使率が最大の企業は約73%消化している。しかしこのようなケースは例外で10%未満の企業が9社のうち、実は4社と半数近くを占めている。

以上から分かるように、ストック・オプションの権利行使は殆どされず、されていたとしても、それほど大きなリターンとはなっていないことが分かる。この背景には、2006年度付与のストック・オプションは権利行使期間がちょうど世界金融危機の時期と重なり株価が低迷していたことから、アウト・オブ・ザ・マネーの状況になっていたものと想像される。実際、東証平均株価をプロットした図3を見るとその様子がよく分かる。

以上は、日本にとって外生的なマクロ・ショックであると考えられる世界景気の低迷が理由で権利行使ができなかったとするならば、インセンティブの観点からすると、株式連動を基本とするストック・オプションという業績連動型報酬制度のある意味では問題とその限界を示唆するものであると思われる。というのも、経営者、あるいは取締役の力を超えたところで報酬額が左右されてしまい、インセンティブの付与どころか、運・不運で業績が決まる

図3 東証月中平均株価推移（2002年1月～2012年12月）



出所：日経 NEED Financial-Quest のデータから作成

ことになりかねず、ディスインセンティブ付与の可能性が懸念される。この意味で業績指標として、かねてから指摘があるように、そもそも株価を用いることの妥当性を改めて検討すべきことを、本節の事実は示唆していると言えよう⁷⁾。

5. おわりに

本稿では、日本の取締役の報酬の現状について、特にストック・オプションに象徴される株式業績連動型報酬に着目しながら考察を行った。その上で、ストック・オプション付与量の決定要因について簡単な実証分析を行うとともに、その付与されたストック・オプションがどの程度、実際に履行されたのかについて概観した。本稿で得られた結論をまとめると以下の通りである。

(1) スtock・オプションの付与の状況について、会社法施行など制度的制約が緩和した状況において、それ以前の期間と比較しても、行使期間がやや長くなる傾向などが見受けられるものの、総じて基本的な違いはあまり見受けられない。

(2) ただし、付与量については、比較可能性の問題があるものの、減少している可能性が

示唆された。

(3) 一方で、ストック・オプションの付与量の決定要因については、特に流動性が低い企業ほど多く付与しており、先行研究と異なる結果であった。流動性不足によるストック・オプションの付与は従業員に対して賃金支払いの抑制手段としてストック・オプションが活用された可能性が考えられる。

(4) 2006年度付与のストック・オプションは権利行使期間がちょうど世界金融危機の時期と重なり株価が低迷していたこともあり、ストック・オプションの権利行使は殆どされず、事後的には大きなリターンとはなっていない。

本稿での考察から分かるように、役員報酬額そのものの水準が、例えば米国と比較する限りにおいては低いこと、また、ストック・オプション自体の付与量も少ないことに日本の特徴がある。この理由の一つとして、日本企業においてはストック・オプションの導入の目的が不明確であることが想像される。例えば、3節の実証結果はその可能性を示唆するものである。一方で、4節の今回のサンプル期間が示唆するように、経営者、あるいは取締役の力量を超えたところで報酬額が左右されてしまい、インセンティブの付与どころか、運・不運で業績が決まることになりかねず、ディスインセンティブ付与の可能性すら懸念される。この意味で業績指標として、そもそも株価を用いることの妥当性を検討すべきことを示唆しており、総じて、日本企業・経済の再生・復活のためにも、経営者を筆頭に、どのような報酬体系が望ましいのかについて、改めて検討することが喫緊の課題であると思われる。

最後に、本稿で触れていない課題を一つ述べると、本稿ではインセンティブの強度としてストック・オプションの付与量に注目をしてきた。しかし、久保(2010)が論じるように、インセンティブの感応度として、どの程度株価の変動と役員報酬が連動しているのかの考察も欠かせない。また、その場合には役員持ち株、あるいは1円ストック・オプションなど、ストック・オプション以外の報酬についても同時に考察する必要がある。この点についても今後の分析で行っていくことにしたい。

付記：本稿は個人研究助成費（研究番号10-27）の成果の一部である。

注

- 1) 久保(2010)はその例外の一つである。
- 2) 2005年12月の企業会計基準第8号「ストック・オプション等に関する会計基準」の公表により、ストック・オプションに関する報酬が費用計上されることになっている（会社法施行日（平成18年5月1日）以降付与のストック・オプションに適用）。ストック・オプション報酬の費用計上の実態については、安田・金・長谷川(2011)に詳しい。
- 3) 各社が独自に計算して公表している場合には、権利行使期間のちょうど間をとることが多いようである。

- 4) 先行研究では Roa や Roe が企業業績の指標として用いられている。本稿では Roe に負債の利用度が影響を与える可能性（すなわち、ある条件の下では、業績は同じであっても負債の利用度によって Roe が変化する可能性がある。いわゆるレバレッジ効果）があることから、Roa が企業業績を表す変数としてより適切であると判断した。
- 5) 株主に配当を支払うことができない企業やキャッシュ・フローが負である企業の方が、相対的に資金制約が大きいと考えられることから、この変数は多くの先行研究で用いられている。
- 6) 2011 年度末の有価証券報告書が執筆時点では入手できないので、厳密には履行状況について過小評価されている点には注意されたい。2011 年 4 月 1 日以降に権利行使されたものについて現時点では把握できないということである。しかし、株価を見れば容易に想像がつくように、権利行使が行われにくい状況であったと考えられる。
- 7) このような問題の対応として近年米国では業績達成条件（Performance-based Vesting Provisions：PV 条項）付のストック・オプションへの関心が高まっている。詳細については金・安田・長谷川（2011）を参照。

参 考 文 献

- 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」『利害調整のメカニズムと会計情報』森山書店。
- 金鉉玉・安田行宏・長谷川信久(2010), 「ストック・オプション導入とその影響について」日本経営財務研究学会第 34 回全国大会発表論文。
- 金鉉玉・安田行宏・長谷川信久(2011), 「近年におけるストック・オプション報酬の論点整理と実証分析のサーベイ」『東京経大会誌—経営学—』No. 272, 59-75 頁
- 久保克行(2010), 『コーポレート・ガバナンス—経営者の交代と報酬はどうあるべきか』日本経済新聞出版社。
- 花崎正晴・松下佳奈子(2010), 『ストック・オプションと企業パフォーマンス—日本企業を対象としたインセンティブ効果の実証分析—』日本施策投資銀行 ディスカッションペーパー No. 0803。
- 三輪晋也(2008), 「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」『経営財務研究』No. 28-(2), 35-52 頁。
- 安田行宏・金鉉玉・長谷川信久(2011), 「ストック・オプション導入の決定要因—日本の新株予約権方式統一後における再検証—」『現代ファイナンス』No. 30, 27-59 頁。
- 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.
- Jensen, M. C. and K. J. Murphy (1990), "Performance Pay and Top-Management Incentives," *Journal of Political Economy* 98, pp. 225-264.
- John, T. A. and K. John (1993), "Top-Management Compensation and Capital Structure," *Journal of Finance* 48, pp. 949-974.
- Kato, H. K., M. Lemon, M. Luo, and J. Schallheim (2005), "An Empirical Examination of the Costs and Benefits of Executive Stock Options: Evidence from Japan," *Journal of Financial Economics* 78, pp. 435-461.
- Mehran, H. (1995), "Executive Compensation Structure, Ownership, and Firm Performance,"

- Journal of Financial Economics* 38, pp. 163-184.
- Nagaoka, S. (2005), "Determinants of the Introduction of Stock Options by Japanese Firms: Analysis from the Incentive and Selection Perspectives," *Journal of Business* 78, pp. 2289-2315.
- Tzioumis, K. (2008), "Why do Firms Adopt CEO Stock Options? Evidence from the United States," *Journal of Economics Behavior & Organization* 68, pp. 100-111.
- Uchida, K. (2006), "Determinants of Stock Option Use by Japanese Companies," *Review of Financial Economics* 15, pp. 251-269.
- Yermack, D. (1995), "Do Corporations Award CEO Stock Options Effectively?", *Journal of Financial Economics* 39, pp. 237-269.

—2012年2月29日受領—