

●特集（1）

2014－2015年度特別プロジェクト 「負債と資本の中間項目の開示」最終報告

Report of the Special Project for the FY 2014-2015
“Disclosure of Mezzanine Items between Liabilities and Equity.”

特別プロジェクト代表

野口晃弘（名古屋大学）

委 員

小川淳平（神奈川大学）

仙場胡丹（名古屋大学）

田澤宗裕（名城大学）

中條祐介（横浜市立大学）

二村雅子（小樽商科大学）

向伊知郎（愛知学院大学）

最終報告書

1. プロジェクトの課題と範囲

負債と資本の区分は現在の会計理論・制度・実務が抱える最難問の一つと考えられている（徳賀，2014）。負債と資本の区別は新たな金融商品の開発・普及に伴って、複雑化の様相を呈しており、会計処理そのものの解決が容易でないことから、開示の充実によって対応がなされている部分もあり、会計処理のみならず、開示についても議論すべき点が少なくない。本プロジェクトでは、国際比較及び歴史研究という伝統的な制度会計における研究方法に加え、その成果を検証するための実証研究を行った上で、開示に関する立法論を展開することを意図としている。そのため国際比較と歴史研究を進めると併行して、実証研究についても先行研究の文献調査を進めた。

負債と資本の中間項目としては、連結貸借対照表の純資産のうち株主資本に分類されない、その他の包括利益累計額（その他有価証券評価差額金・繰延ヘッジ損益・土地再評価差額金・為替換算調整勘定・退職給付に係る調整累計額）、新株予約権、非支配株主持分、に加え、わが国の会計基準では負債として表示することができる転換社債型新株予約権付社債と、株主資本に含まれる優先株式についても、研究対象とした。そして、中間報告では、負債と資本の中間項目に関する現行の表示区分を整理・検討した上で、具体的な論点のうち、ストック・オプションと優先株式について、伝統的な制度会計の研究方法を用いて検討した。

最終報告では、まず、譲渡制限付株式報酬制度導入のための平成28年の制度改正について取り上げ、次に、リサイクリング情報の有用性を検証した先行研究の紹介と、ストック・オプションの公正価値評価に関する実証研究の要約を示し、制度会計上の議論に結びつけて論じる。そして中間報告に含まれていなかった非支配持分の開示に関する歴史研究にも言及する。

2. 中間報告の要旨

7つの中間項目について、包括利益計算の要素か否か、リサイクリングの対象か否か、税効果会計の適用対象か否か、に基づいて分類し、整理すると、次の表のようにまとめることができる。

	包括利益	リサイクリング	税効果会計
その他有価証券評価差額金	○	○	○
繰延ヘッジ損益	○	○	○
土地再評価差額金	×	×	○
為替換算調整勘定	○	○	○
退職給付に係る調整累計額	○	○	○
新株予約権	×	△	×
非支配株主持分	×	×	×

ここで明らかなように、土地再評価差額金はその他の包括利益累計額の一項目として表示されるものの、他の項目とは異質であり、新株予約権や非支配株主持分と同列の独立の項目として位置づけられるべきものと考えられる。

次に新株予約権の中のストック・オプションで

あるが、わが国における特徴は、アメリカと比較して経営者報酬に占めるウェイトが低く、かつ、株式報酬型ストック・オプション、すなわち、行使価格を名目額に設定した事実上の譲渡制限付株式が過半数を占めていることにあった。株式報酬型ストック・オプションの普及の結果、貸借対照表に表示されている新株予約権の金額の重要な部分が、事実上、権利行使がほぼ確実に見込まれるという意味で、既にオプションではなく、かつ、その金額も、オプションのプレミアムを示すものではなく、事実上、株式の発行価額を示すものとなっていた。

ストック・オプションに関するもう一つの論点は、権利行使された時点における株価と行使価額の差額、いわゆる行使日差額に関する情報開示となっている。結果的に生じた従来からの株主から権利行使により生まれた新たな株主への富の移転について、どこまで金額の開示が必要かという点である。行使価格と行使時点における株価に関する情報は、わが国の財務諸表等規則第8条の15第1項でも、権利行使価格（7号）と当該事業年度において権利行使されたストック・オプションの権利行使時の株価の平均値（9号）が規定されているので、必要とあれば行使日差額の金額を計算して求めることは可能となっている。この点については、IFRS 2における開示に関する指示の内容（期中の行使数と加重平均行使価格及び権利行使日時点の加重平均株価）と同様となっている（45項）。しかし、アメリカでは、行使日差額そのものの開示が指示されており（ASC 718-10-50-2-d.2）、一歩進んだ開示内容となっている。

中間報告で取り上げた最後の項目は優先株式に関する財務諸表における表示の問題である。わが国の連結貸借対照表・連結株主資本等変動計算書のみならず単体の貸借対照表でも株式の種類別表示は行われておらず、株主資本等変動計算書でも

剰余金の配当について、合計額が表示されるだけで、株式種類別に金額が示される訳ではない。種類株式に関する情報は、注記事項を確認しなければならないようになってきているのが現状である。

福田・曹（2013）によれば、わが国における優先株式による資金調達には1990年代から活発化しており、無視できない金額となっている。かつ、わが国における優先株式の発行事例の多くが一時的な資本注入を意図した第三者割当となっているようである。かつての転換社債と同様の資金調達手段となっているのであれば、貸借対照表等において転換社債に求められている開示の水準と全く異なっている状況については、再検討すべきものと思われる。優先株式の現状からすれば、非支配株主持分よりは負債に近い扱いをする必要があり、少なくとも株主資本の区分ではなく、純資産の部における独立の項目として株式種類別経理を行った上で開示する必要があるように思われる。これは、国際的に求められている優先株式に関する開示水準を満たすためだけでなく、普通株式とは異なる資金調達手段として利用されている優先株式に関する情報を提供するために必要と考えられる。

3. 特定譲渡制限付株式

3.1. 譲渡制限付株式報酬制度導入のための制度改正

平成27年7月24日に経済産業省・コーポレート・ガバナンス・システムの在り方に関する研究会報告書「コーポレート・ガバナンスの実践」（以下、「報告書」と略す。<http://www.meti.go.jp/press/2015/07/20150724004/20150724004-1.pdf>）において、欧米で普及している中長期のインセンティブ報酬の一つとして一定期間の譲渡制限が付された株式報酬（Restricted Stock）が取

り上げられており、それと同様の仕組みをわが国で導入するための手続に関し、金銭報酬債権を現物出資する方法が説明されていた。

平成28年税制改正により、上記報告書で示されていた枠組みに対応して、譲渡制限付株式報酬制度に関する税制上の措置が講じられた。具体的には、法人税法54条が改正されて特定譲渡制限付株式に関する規定が設けられ、役務の対価として譲渡制限付株式が付与された場合、その役務の提供に係る費用は、原則として、その譲渡制限付株式の譲渡制限が解除された事業年度に損金算入されることになった。これは譲渡制限付株式による報酬に対する所得課税が、譲渡制限が解除された時点で行われることと整合している（所得税法施行令84条）。

そして、平成28年4月28日には、経済産業省から『攻めの経営』を促す役員報酬～新たな株式報酬（いわゆる「リストラクテッド・ストック」）の導入等の手引き～が公表され、6月3日に更新されている。それによれば、わが国における譲渡制限付株式報酬制度は、役員が付与された報酬債権を現物出資するという形がとられるため、付与時点では前払報酬等という資産と、資本金等という払込資本を計上することになる。そして役務提供に合わせて、対象勤務期間すなわち譲渡制限期間にわたり、前払報酬等から株式報酬費用に振り替える。なお、譲渡制限解除の条件未達の場合、会社は役員等から当該譲渡制限株式を無償取得することになり、その部分に相当する前払費用等は取崩し、同額を損失計上することになる（25頁）。

このように株式報酬型ストック・オプションが意図していた譲渡制限付株式報酬制度を正面から採用できる環境が整ったことから、わが国の企業が採用する報酬制度の構成にも変化が生じるものと思われる。

3.2. 会計問題

わが国の譲渡株式報酬制度では、金銭報酬を支払い、その払込みを受けて株式を発行するという仕組みであるため、付与時点で前払報酬と資本金が計上されることになる。株主総会の報酬決議等の手続によって、株式が報酬として役員に付与されるという実態にもかかわらず、仮装払込みに該当せず、有効な払込みになるという解釈がとられているようである（「報告書」別紙3 法的論点に関する解釈指針16頁）。ここで問題となるのは、そのような取引の法的形式に従った会計処理が、国際的に通用するか否かである。

米国基準でも、国際基準でも、役務提供が行われるまでは、払込資本の増加は認識されない。アメリカの標準的な教科書で、譲渡制限付株式が報酬として付与された時点の仕訳例で、貸方科目は資本金と額面超過払込資本となっているが、借方科目は未稼得報酬（Unearned Compensation）であり、かつ、それが資産ではなく、繰延報酬費用なので、資本の控除項目として扱うことが明記されている。つまり、役務提供に伴って、払込資本の増加は認識されるのであって、譲渡制限付株式の付与時点で計上される訳ではない（Kieso, Weygandt, Warfield, 2016, 848）。

そもそも労務出資を禁止するという原則をわが国の会社法で維持し続けるのであれば、ストック・オプションの場合と同様に、会社法の本文に特定譲渡制限付株式に関する規定を設けて、対応すべきものと思われる。

4. 実証研究

4.1. リサイクルリングに関する先行研究

Frendy, Semba (2016) では、組替調整額は、金融機関における純利益の価値関連性を高めるものの、組替調整額そのものは増分情報価値、営業

キャッシュフロー、あるいは純利益の予測力を高めることにはなっていないという実証結果が得られている。さらに、リサイクリングは純利益の持続性を下げ、かつ、その変動性を高めるという結果も示されている。

リサイクリングについては、さらに研究を積み重ねる必要がある。

4.2. ストック・オプションの公正価値評価における経営者の裁量的な行動

負債と資本の中間項目の情報開示に関する問題の1つに、ストック・オプションの公正価値評価における経営者の裁量的な行動がある。日本においては、ストック・オプションの規模自体は欧米諸国と比べてまだ小さいものの、近年、ストック・オプションを含む株式報酬制度の重要性は高まりつつある（日本経済新聞朝刊2016年6月10日付）。

米国企業を対象としたHodder et al. (2006)などの先行研究では、経営者がストック・オプション評価モデルのインプット情報を操作することで、ストック・オプションの公正価値にバイアスを及ぼしていることが観測されている。他方、日本企業を対象に、ストック・オプションの公正価値評価に関して実証的に分析した研究には、まだ十分な蓄積はない。山下(2014)では、ストック・オプションに関する日本企業の開示実態を調査した上で、評価モデルのインプット情報の信頼性に問題が残されているとの指摘がなされている。

田澤(2017)では、ストック・オプションの公正価値評価において、経営者がどのような裁量を及ぼすかについて、評価モデルのインプット情報（基礎数値）に焦点を当てて検証した。その特長として、株式報酬型のいわゆる1円ストック・オプションが、通常型ストック・オプションと同程度以上に普及している日本特有の状況が考慮されている。ストック・オプションを発行する日本

企業のほとんどが、ブラック・ショールズ型の評価モデルを採用しているが、このモデルを前提とすると、1円ストック・オプションと通常型ストック・オプションとでは、インプット情報が評価額に与える影響が異なることが知られている。すなわち、1円ストック・オプションの評価では、ボラティリティや無リスク利率が通常型とは異なって評価額にほとんど影響しない一方で、予想残存期間と予想配当利回りについては評価額への影響が相対的に大きい。しかも、予想残存期間については、通常型とは逆に、その期間が長いほどオプション価値が小さく評価されるのである。ここから、もし経営者がストック・オプションに係る費用計上額を小さく抑えようとするインセンティブを有し、インプット情報に機会主義的な操作を加えるとすれば、通常型ストック・オプションと1円ストック・オプションとでは、操作の対象とするインプット情報の選択、および、予想残存期間については長短のバイアスの方向が異なることが期待される。

以上の仮説に関し、田澤(2017)は、全上場企業のうち一般事業会社について、2009年3月期から2012年3月期までに付与されたストック・オプションを対象に分析している。その結果、1円ストック・オプションの場合、報酬費用計上額の大きい企業ほど、予想残存期間が長めに設定され、公正な評価単価が小さく見積もられる傾向にあることが示されている。他方、ボラティリティ、無リスク利率および予想配当利回りについては、企業会計基準適用指針11号が裁量の余地を抑制することと整合する結果が得られている。つまり、田澤(2017)では、これら3つのインプット情報について、経営者は適用指針11号に規定された手続通りに、裁量を及ぼすというコストをかけずに、数値を算定ないし選択する一方、予想残存期間についてはその見積もりに裁量を及ぼし

ている可能性を示唆する結果が示されている。

5. 歴史研究

ここでは、アメリカにおいて、今世紀になってやっと会計基準上の決着を見ることとなった非支配持分（少数株主持分）の表示について、取り上げる。

現在のアメリカの会計基準では、非支配持分は連結集団としての持分の一部であり（ASC810-10-45-15）、連結貸借対照表では、持分（純資産）として、親会社の持分（または純資産）とは別別して報告するように指示されている（ASC810-10-45-16）。これは、2007年12月に財務会計基準第160号「連結財務諸表における非支配持分」として公表されていた内容がASCに組み込まれたものである。それまでは、少数株主持分の表示区分に関して会計基準上、明確にされていなかった（FAS 160, par.B6）。そのため、アメリカにおける少数株主持分の表示区分は多様なものとなっており、かつ、負債と資本の間を、振り子のように揺れ動いた様子がうかがえる。

二村（2011）によれば、データベースProQuest Historical Annual Reportsに収録されている連結貸借対照表における「少数株主持分」の表示区分を調べた限りでは、1906年に資本表示1社、1910年に中間的な表示が1社確認できるものの、明確な負債表示は1926年までその事例を確認することができなかったことから、初期の連結貸借対照表では、資本寄りの表示が行われていたと言えることができる。二村（2014）では、「少数株主持分」に限定せず、「親会社に所有されていない子会社の持分」といった表示科目のものも含めた1901年から1910年までの連結貸借対照表の分析が行われており、さらに当時の文献上も、中間的な扱いとしても資本寄りからスタートしていたこ

とが示されている。

1940年代以降のアメリカにおける状況は、*Accounting Trends & Techniques*に掲載されている情報からある程度把握することができる。その初版（1948）47-48頁によれば、調査対象とされた525社中少数株主持分を表示していたのは59社であり、そのうち資本の区分に表示していたのは3社にとどまっていた。損益計算書における少数株主損益の表示場所を見ても（72頁）、表示されていた65社中41社では所得税よりも後、24社では所得税よりも前となっていた。1950年版79頁でも、64社中5社が資本あるいは株主持分の部に表示していただい、他は純資産の部のすぐ上に表示していたことが示されている。1952年版38頁には、損益計算書において、少数株主損益が営業費用に含まれて表示されていた事例が1950年のデータで67社中30社、1951年でも64社中27社となっていたことが示されており、20世紀初頭の資本寄りの状況とは一変し、負債寄りの表示となっていたことがわかる。少数株主損益の損益計算書における表示の推移を見ても、1960年代には所得税の下の表示と、その他の費用としての表示が拮抗していた状況から、1971年には、63社がその他の費用の中で表示し、所得税の下に表示した57社を数の上で逆転したものの、その翌年からは減少に転じ再逆転されている（第28版、299頁）。その頃が潮目だったように思われる。

その後、負債の定義の明確化や経済的単一体説の展開によって、少数株主持分は非支配持分として、会計基準上、株主持分の中で区分して表示されるようになった。しかし、親会社株式の価値を評価する上で、対応する資本概念は非支配持分を含まない株主持分であり、非支配持分を含む株主持分に対応する株式の価値となると、評価する対象は親会社株式の価値だけではなく、非支配株主が保有する子会社株式の価値を含むものとなって

しまい、通常想定している株式の価値とは異なるものになってしまう。現代の状況も、1971年と同様、振り子の振り戻しが始まる時期に近づいているように思われる。

6. 総括：制度設計上の示唆

先行研究のレビューからも、純利益と包括利益の二重計算・開示にはそれなりの合理性が認められる。損益計算ごとに貸借対照表には負債と資本の区別が必要となるため、純利益と包括利益の二つの利益を計算するためには、貸借対照表の貸方側に二つの境界線が引かれることになり、それが負債と資本の中間項目として表示されることになる。

経済的単一体説に関する実証研究の結果はミックスの状態にあると考えられ、理論的にも、親会社株式の時価に対応するのは株主資本であり、それに非支配株主持分まで加えてしまったものに対応している訳ではない。したがって、経済的単一体説は財務報告の目的との整合性に問題がある。歴史的な変遷を見てみると、少数株主持分は20世紀の初めは資本寄りスタートし、損益計算が重視されていた20世紀半ば頃には負債寄りに扱われていた。その後、再び資本の側に振り戻しが来て、今世紀初めには株主持分として表示されるまでに至った。現在の極端な状態は、言わば振り子が振り切れた状態にあるように思われる。

情報技術の急速な発展は、従来コストがかかるから、あるいは手間がかかるから不可能と考えられていた会計処理を可能にしつつある。ビッグデータの活用により会計や監査の環境に大きな変化が生じているのである。会計基準によって企業の裁量行動を抑制しなくても、客観性の高い公正価値が安価に入手できるようになれば、有用性と信頼性のバランスにも変化の生じることが期待でき

る。一昔前に出された結論は見直す必要がある。

《参考文献》

- Aboody, D., Barth, M., Kasznik, R., 2006. Do firms understate stock option-based compensation expense disclosed under SFAS 123? *Review of Accounting Studies* 11, 429-461.
- American Institute of Accountants, 1948. *Accounting Trends and Techniques*. Reprinted 2016 by Periodicals Service Company, Hudson, NY, USA.
- American Institute of Accountants, 1950. *Accounting Trends and Techniques*. 1950 Edition. Reprinted 2016 by Periodicals Service Company, Hudson, NY, USA.
- American Institute of Accountants, 1952. *Accounting Trends and Techniques*. 1952 Edition. Reprinted 2016 by Periodicals Service Company, Hudson, NY, USA.
- American Institute of Certified Public Accountants, 1974. *Accounting Trends and Techniques*. 28th Edition. Reprinted 1996 by Periodicals Service Company, Hudson, NY, USA.
- Choudhary, P., 2011. Evidence on differences between recognition and disclosure: A comparison of inputs to estimate fair values of employee stock options. *Journal of Accounting and Economics* 51, 77-94.
- Financial Accounting Standards Board, 2007. *Preliminary Views. Financial Instruments with Characteristics of Equity*. Financial Accounting Standards Board of the Financial Accounting Foundation, Norwalk, CT, USA. http://www.fasb.org/pv_liab_and_equity.pdf
- Financial Accounting Standards Board, 2007. *Statement of Financial Accounting Standards No. 160, Noncontrolling Interests in Consolidated Financial Statements*. Financial Accounting Standards Board Norwalk, CT, USA.
- Financial Accounting Standards Board, *Accounting Standards Codification*. <https://asc.fasb.org/>
- Flood, J., 2015. *Wiley GAAP 2015: Interpretation and application of generally accepted accounting principles*. John Wiley & Sons Ltd., Chichester, UK.
- 秋葉賢一, 2016. 「特定譲渡制限付株式の会計処理(1)」『週刊経営財務』No.3266, 38-41.
- Frendy, Semba, H., 2016. Does recycling improve information usefulness of income? The case of Japan. https://papers.ssrn.com/sol3/papers2.cfm?abstract_id=2697508
- 福田充男・曹菲, 2013. 「日本優先株式発行企業の業績」『京都産業大学論集. 社会科学系列』第30号, 35-49.
- 福田充男, 2014. 「優先株式発行に伴う株価反応と銀行の役割」『京都産業大学論集. 社会科学系列』第31号, 15-28.
- 二村雅子, 2011. 「連結貸借対照表における少数株主持分の表示—連結上の負債と資本の区別に関する源流—」『日本簿記学会年報』第26号, 88-98.
- 二村雅子, 2014. 「初期における少数株主持分の表示および会計

- 処理に関する分析」『日本簿記学会年報』第29号, 107-116.
- Granof, M., Zeff, S., 2008. Research on accounting should learn from the past. *The Chronicle of Higher Education*, 54(28). <http://search.proquest.com/docview/214660096?accountid=12653>
- Hodder, L., Mayew, W., McAnally, M., Weaver, C., 2006. Employee stock option fair-value estimates: Do managerial discretion and incentives explain accuracy? *Contemporary Accounting Research* 23, 933-975.
- 経済産業省・コーポレート・ガバナンス・システムの在り方に関する研究会, 2015.『コーポレート・ガバナンスの実践～企業価値向上に向けたインセンティブと改革～』
<http://www.meti.go.jp/press/2015/07/20150724004/20150724004-1.pdf>
<http://www.meti.go.jp/press/2015/07/20150724004/20150724004-4.pdf>
- 経済産業省産業組織課, 2016.『攻めの経営』を促す役員報酬～新たな株式報酬（いわゆる「リストラクテッド・ストック」）の導入等の手引き～（平成28年6月3日時点版）
<http://www.meti.go.jp/press/2016/04/20160428009/20160428009-1.pdf>
- Kieso, D., Weygandt, J., Warfield, T., 2016. *Intermediate Accounting*, 16th Edition. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, NJ, USA.
- 企業会計基準委員会・基本概念ワーキング・グループ, 2004a. 討議資料「財務会計の概念フレームワーク」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/begriff/begriff.pdf
- 企業会計基準委員会・基本概念ワーキング・グループ, 2004b. 討議資料「財務会計の概念フレームワーク」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/begriff/begriff_20041008.pdf
- 企業会計基準委員会, 2006. 企業会計基準適用指針第11号「ストック・オプション等に関する会計基準の適用指針」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/stockop2/stockop2.pdf
- 企業会計基準委員会, 2006. 討議資料「財務会計の概念フレームワーク」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/begriff/begriff_20061228.pdf
- 企業会計基準委員会, 2008. 企業会計基準第10号「金融商品に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/fv-kaiji/fv-kaiji.pdf
- 企業会計基準委員会, 2008. 企業会計基準適用指針第17号「払込資本を増加させる可能性のある部分を含む複合金融商品に関する会計処理」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/cb_cb/cb_cb_s.pdf
- 企業会計基準委員会, 2012. 企業会計基準第26号「退職給付に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/taikyuu-4/taikyuu-4_1.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第2号「1株当たり当期純利益に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/touki/touki_1.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第5号「貸借対照表の純資産の部の表示に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/bs_bs_s.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第6号「株主資本等変動計算書に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/kaikai/kaikai_7.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 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」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/stockop/stockop_s2.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第22号「連結財務諸表に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/spe-tanki/spe-tanki_1.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第25号「包括利益の表示に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/hyouji-hokatu_2012/hyouji-hokatu_2012_1.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準適用指針第8号「貸借対照表の純資産の部の表示に関する会計基準等の適用指針」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/bs_bs2_s.pdf
- 企業会計基準委員会, 2015. 企業会計基準第1号「自己株式及び準備金の額の減少等に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/kansoka2015/kansoka_2015_1.pdf
- 国際会計基準審議会, 2010. 「財務報告に関する概念フレームワーク」IFRS財団. <http://eifrs.ifrs.org/eifrs/PDFArchive?viewFile=14179&categoryId=481&sidebarCategoryId=1>
- 国際会計基準審議会, 2011. 国際会計基準 第1号「財務諸表の表示」IFRS財団. <http://eifrs.ifrs.org/eifrs/PDFArchive?viewFile=14193&categoryId=481&sidebarCategoryId=1>
- 国際会計基準審議会, 2013. デイスクッション・ペーパーDP/2013/1「財務報告に関する概念フレームワーク」の見直し」IFRS財団. http://www.ifrs.org/Current-Projects/IASB-Projects/Conceptual-Framework/Discussion-Paper-July-2013/Documents/DP-2013-1_JPN.pdf
- 日本経済新聞社, 2016. 「株で役員報酬広がる」『日本経済新聞』6月10日朝刊, 1.
- 日本公認会計士協会編, 2007. 『決算開示トレンド（平成19年版）』中央経済社.
- 日本公認会計士協会会計制度委員会, 2014. 「土地再評価差額金の会計処理に関するQ&A」
http://www.hp.jicpa.or.jp/specialized_field/files/2-11-0a-2a-20140224.pdf
- 野口晃弘, 小川淳平, 仙場胡丹, 田澤宗裕, 中條祐介, 向伊知郎, 二村雅子, 2016. 「特集 2014年度特別プロジェクト・中間報告

- 負債と資本の中間項目の開示」『年報経営ディスクロージャー研究』第14号, 37-50.
- 小形健介, 2000. 「連結基礎概念の機能的展開－資本連結における相違とその影響」『星陵台論集』第32巻第3号, 67-81.
- Ohlson, J., 1995. Earnings, Book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661-688.
- PKF International Ltd, 2015. *Wiley IFRS 2015: Interpretation and application of International Financial Reporting Standards CD-ROM*. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, NJ, USA.
- 畷村剛雄, 1985. 『会計制度史料訳解』白桃書房.
- 杉浦慶一, 2013. 「日本における上場企業のメザニン・ファイナンス」『年報経営分析研究』第29号, 55-69.
- 杉浦慶一, 2014. 「上場企業のメザニン・ファイナンス：ウエストホールディングスの事例を中心として」『年報経営分析研究』第30号, 49-57.
- 竹口圭輔, 2014. 「日本企業によるストック・オプションの費用計上と価値関連性」『会計』第186巻第2号, 207-221.
- タワーズワトソン, 2014. 「ストックオプション付与概況」<http://www.towerswatson.com/ja-JP/Press/2014/12/Towers-Watson-Japan-Summary-on-StPock-Option-Grant>
- 田澤宗裕, 2017. 「ストック・オプションの公正価値評価におけるインプット情報の裁量的な操作」『年報経営ディスクロージャー研究』第16号, 13-32.
- 徳賀芳弘, 2014. 「負債と資本の区分－なぜ解決困難なのか－」『会計基準』第44号, 247-250.
- 山下克之, 2014. 「株式報酬型ストック・オプションに関する一考察」『追手門経済・経営研究』No.21, 19-30.
- 山下克之, 2015. 「種類株式の発行事例に関する考察」(現代資本会計研究会報告論文).

ストック・オプションの公正価値評価における インプット情報の裁量的な操作

Discretion over Inputs for Employee Stock Option Fair-Value Estimates in Japan

田澤 宗裕(名城大学)
Motohiro Tazawa, Meijo University

論文要旨

本稿では、ストック・オプションの公正価値を評価する際に、経営者が評価モデルのインプット情報に裁量的な操作を加えているか否かについて検証する。日本では、株式報酬型の1円ストック・オプションが通常型ストック・オプションと同程度に普及しているという特有の状況にあるが、株式報酬型と通常型とは、インプット情報が評価額に与える影響に異なる部分が存在する。そのため、本稿では、こうした影響の違いを考慮した分析を実施する。分析の結果、報酬の過小報告インセンティブが働きそうな企業ほど、予想残存期間の見積もりを通じて、株式報酬型ストック・オプションの公正価値が小さく見積もられる傾向にあることが明らかになっている。他方、株式報酬型の他のインプットおよび通常型ストック・オプションについては、裁量的な操作を裏付ける結果は得られていない。

Summary

This paper examines whether managers use discretion over inputs of valuation model in estimating employee stock option fair-value. In Japan, restricted stock type stock options, exercise prices of which are 1 yen, spread as wide as conventional employee stock options. Moreover, there is the difference in influence of inputs for stock option fair-value estimates between these two types of stock options. Under these inherent circumstances, this paper carries out analysis on discretion over inputs of the valuation model with considering this difference. As the result, I find that managers with stronger incentive to underreport their compensation are likely to estimate the fair-value of restricted stock type stock options lower through managing an estimation of expected option life. On the other hand, I find no evidence of managerial discretion over the other inputs of restricted stock type stock options and all inputs of conventional employee stock options.

1. はじめに

本稿では、ストック・オプション (SO) の公正価値を評価する際に、経営者が評価モデルのインプット情報 (基礎数値) に裁量的な操作を加えているか否かについて検証する。近年、欧米企業と同じく、日本企業においても業績連動型報酬としてのSO導入が広がりつつある (日本経済新聞

朝刊2016年6月10日付)。日本企業におけるSO導入の特徴としては、退職慰労金制度を廃止する企業が増えるなか、従来の退職慰労金に代えて、権利行使価格を1円とする株式報酬型の1円SO (株式報酬型SO) が設計・付与されてきた経緯がある (野口, 2015)¹⁾。こうした背景から、日本企業においては、株式報酬型SOが通常型SOと同程度以上に普及しているという現状がある。

謝辞：本稿は、2014-2015年度JARDIS特別プロジェクト「負債と資本の中間項目の開示」の研究成果の一部である。本稿の作成に当たっては、当該プロジェクト代表者の野口晃弘先生 (名古屋大学) をはじめ、メンバーの先生方に大変お世話になりました。ここに記して、深く御礼申し上げます。また、本稿はJSPS科研費26380627の助成を受けたものである。本稿に含まれる内容・表現等に関するあり得べき誤謬はすべて筆者の責に帰すものである。

連絡先：田澤 宗裕 〒468-8502 名古屋市天白区塩釜1-501 名城大学経営学部
E-mail: mtazawa@meijo-u.ac.jp

Willis Towers Watson (2016) の調査によると、2015年6月末までの1年間にSOを付与した企業は全上場企業ベースで602社に上るが、そのうち通常型SOが255社、株式報酬型SOが383社（重複あり）で導入されている。後述する本稿のサンプルでも、付与されたSOのうち、約45%を株式報酬型SOが占めている。

このように、日本においても普及が進んでいるSOであるが、その公正価値の評価においては、ほとんどのケースでBlack and Scholes (1973) およびMerton (1973) によるBlack = Scholes = Merton型の評価モデル（BSMモデル）が使用されている²⁾。ここで、SO評価モデルのインプット情報のうち、見積もりが必要な主な項目には、予想残存期間、株価ボラティリティ、無リスク金利および予想配当利回りの4つがあるが、BSMのモデルを前提とすると、通常型SOと権利行使価格が1円の株式報酬型SOとでは、インプット情報が評価額に与える影響に異なる部分が存在する。すなわち、株式報酬型SOの評価では、ボラティリティや無リスク金利が通常型とは異なって評価額にほとんど影響しない一方で、予想残存期間と予想配当利回りについては評価額への影響が相対的に大きい。しかも、予想残存期間については、通常型とは逆に、その期間が長いほどオプション価値が小さく評価されるのである。ここから、もし経営者がSOに係る費用計上額を小さく抑えようとするインセンティブを有し、インプット情報に機会主義的な操作を加えるとするならば、通常型SOと株式報酬型SOとでは、操作の対象とするインプット情報の選択、および、インプット情報に対するバイアスのかけ方が異なることが期待される。

そこで、本稿では、株式報酬型SOが通常型SOと同程度以上に普及している日本特有の状況を踏まえた上で、株式報酬型と通常型とでSOの

公正価値評価におけるインプット情報の影響が異なることを考慮した分析を実施する。具体的には、経営者等に対する報酬金額自体の過小報告または報告利益マネジメントを実施しようとするインセンティブが働きそうな状況下で、経営者が株式報酬型と通常型のSOの公正価値を過小に見積もるために、インプット情報を操作しているかを検証する。分析の結果、報酬の過小報告インセンティブが働きそうな状況においては、株式報酬型SOの公正価値を小さく見積もるために、予想残存期間の見積もりにバイアスが加えられる傾向にあることが明らかになっている。他方、株式報酬型の他のパラメータおよび通常型SOについては、裁量的な操作を裏付ける結果は得られていない。

SOの公正価値評価における経営者の裁量的な行動は、公正価値評価に関わる問題はもとより、負債と資本の中間項目の情報開示に関する問題の1つとしても取り上げられる。本稿の貢献は、それらの問題に関する考察の一助となる知見を提供していることである。また、従来のSOの公正価値評価に関する実証研究に対し、日本特有の状況を踏まえた上で株式報酬型SOと通常型SOを明確に区別するという分析視覚を新規に提案する点も、本稿の貢献の1つと考える。

以降、本稿の構成は、第2節で仮説を導出し、第3節でサンプルとデータを紹介する。第4節でリサーチ・デザインについて説明した後、第5節で分析結果について考察し、第6節でまとめを述べる。

2. 仮説の導出

2.1. 先行研究

これまで、経営者がSO評価モデルのインプット情報を操作するか否かについては、米国企業を対象とした研究が実施されてきた。Yermack

(1998)、Aboody et al. (2006)、Hodder et al. (2006)、Johnston (2006)、Bartov et al. (2007)、Choudhary (2011) などでは、経営者がSO評価モデルのインプット情報を操作し、SOの公正価値を過小あるいは過大に評価することが観測されている³⁾。とりわけ、Hodder et al. (2006) では、経営者が機会主義的にインプット情報を操作し、SOの公正価値を過小に評価する一方、SOの公正価値を過大に評価することで事業リスクに関する私的情報を伝達するケースも存在するという興味深い証拠が得られている。

他方で、日本企業を対象に、SOの公正価値評価に関して実証的に分析した研究には、まだ十分な蓄積がない。その1つである山下(2014)では、ストック・オプションに関する日本企業の開示実態を調査した上で、評価モデルのインプット情報の信頼性には問題が残されているとの指摘がなされている。本稿では、経営者が報酬の過小報告または報告利益マネジメントに関するインセンティブを有することを想定し、SO評価モデルのインプット情報に裁量的な操作が加えられるか否かについて検証を行う。その際に、株式報酬型SOと通常型SOが同程度に普及している日本特有の状況を踏まえ、インプット情報に対する裁量的な操作が公正価値評価に及ぼす影響が2つのSOで異なることを考慮する。

2.2. Black=Scholes=Mertonモデルと株式報酬型ストック・オプション

SOの公正価値を評価する際、多くの企業で採用されているモデルがBSMモデルである。後述するが、本稿のサンプルにおいても、9割を超えるSOプログラムがBSMモデルで評価されている。このモデルを前提とするとき、権利行使価格を1円とする株式報酬型SOと、権利行使価格がおよそ付与日近辺の株価として設定される通常型

SOとでは、インプット情報が評価額に与える影響が異なることが知られている（例えば、杉山・渡部 (2007)、税理士法人AKJパートナーズ (2012) など）。すなわち、権利行使価格が著しく低い1円に設定されている株式報酬型SOの評価では、ボラティリティや無リスク金利が通常型とは異なって評価額にほとんど影響しない一方で、予想残存期間と予想配当利回りについては評価額への影響が相対的に大きい。しかも、株式報酬型SOにおいては、通常型とは逆に、予想残存期間が長いほどオプション価値が小さく評価されるのである。以下では、そのメカニズムについて説明する⁴⁾。

まず、BSMモデルでは、コール・オプション価格Cが次式のように表される。

$$C = S_0 e^{-qT} N(d_1) - K e^{-rT} N(d_2) \quad (1)$$

$$\text{ただし、} d_1 = \frac{\ln(S_0/K) + (r - q + \sigma^2/2) T}{\sigma\sqrt{T}},$$

$$d_2 = \frac{\ln(S_0/K) + (r - q - \sigma^2/2) T}{\sigma\sqrt{T}} \\ = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

S_0 は現在の株価、 K は権利行使価格、 σ は株式のボラティリティ（年率）、 r は無リスク金利（連続複利による年率）、 q は配当利回り（連続複利による年率）、 T は満期までの期間（年）、 $N(d)$ は標準正規分布の累積確率密度関数である。

上式の第1項である $S_0 e^{-qT} N(d_1)$ は、イン・ザ・マネー（ITM）のときに S_T 、それ以外のときに0となる変数の期待値の現在価値と解釈される。第2項の $K e^{-rT} N(d_2)$ は、ITMのときに K 、それ以外のときに0となる変数の期待値の現在価値と解釈される。

ここで、 $e^{-qT} N(d_1)$ は、オプション価格の感応度に関するデルタであり、原資産価格の変化に対

するコール・オプション価格の変化の割合を表している。\$K=1\$ のときには、原資産価格が行使価格から極端に離れるため、デルタを構成する \$N(d_1)\$ は限りなく1に近づき、原資産価格の変化のほとんどがオプション価格に反映される。\$N(d_2)\$ は、リスク中立確率の下で、コール・オプションが満期にITMとなる確率を表しており、\$K=1\$ のときには、この確率はほぼ1となる。ゆえに、通常型SOと比べて、\$K=1\$ である株式報酬型SOの場合には、\$N(d_1) \approx 1\$、\$N(d_2) \approx 1\$ であり、さらに \$Ke^{-rT}N(d_2)\$ は1円に満たない値となるので、(1)式第1項における \$q\$ と \$T\$ の影響が相対的に大きくなる。

次に、インプット・パラメータの変化がオプション価格に及ぼす影響をみるために、予想残存期間 \$T\$、株価ボラティリティ \$\sigma\$、無リスク金利 \$r\$、配当利回り \$q\$ のそれぞれに関してコール・オプション価格 \$C\$ を偏微分する⁵⁾。なお、\$n(d)\$ は標準正規分布の確率密度関数 (\$=N'(d)\$) である。

$$\frac{\partial C}{\partial T} = \frac{S_0 e^{-qT} n(d_1) \sigma}{2\sqrt{T}} - qS_0 e^{-qT} N(d_1) + rKe^{-rT} N(d_2) \leq 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial C}{\partial \sigma} = S_0 e^{-qT} n(d_1) \sqrt{T} > 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial C}{\partial r} = TKe^{-rT} N(d_2) > 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial C}{\partial q} = -TS_0 e^{-qT} N(d_1) < 0 \quad (5)$$

まず、(2)式および(3)式について、\$K=1\$ のとき、\$N(d_1) \approx 1\$、\$N(d_2) \approx 1\$ より \$n(d_1) \approx 0\$、\$n(d_2) \approx 0\$ となる。これらと \$K=1\$ であることから、株式報酬型SOでは \$\partial C/\partial T < 0\$ および \$\partial C/\partial \sigma \approx 0\$ となる。これに対して、通常型 (\$K \gg 1\$) では、

\$\partial C/\partial T > 0\$ および \$\partial C/\partial \sigma > 0\$ である。次に、(4)式の \$\partial C/\partial r\$ については、他の条件が同じならば、通常型 (\$K \gg 1\$) に対して、株式報酬型SO (\$K=1\$) ではかなり小さくなる。そして、(5)式の \$\partial C/\partial q\$ では、他の条件が同じならば、通常型 (\$N(d_1) < 1\$) よりも株式報酬型SO (\$N(d_1) \approx 1\$) の方が負の方向に小さくなるのが分かる。

以上を図1によって視覚的に確認しよう。図1のPanel Aをみると、通常型 (\$K=1,200\$円) の場合には予想残存期間が長くなるほどオプション価値が高くなるが、株式報酬型 (\$K=1\$円) では、逆に、予想残存期間が長くなるほどオプション価値が低くなるのが分かる。また、予想配当利回りの上昇に対するオプション価値の変化については、株式報酬型の方が通常型よりも相対的に負の方向に急になっている。Panel Bをみると、通常型 (\$K=1,200\$円) では、無リスク金利とボラティリティの上昇ないし増大に伴って、オプション価値はそれぞれ高まっているが、株式報酬型 (\$K=1\$円) では、無リスク金利とボラティリティの変化に対してオプション価値はほとんど変化せず、ほぼフラットであることが確かめられる。

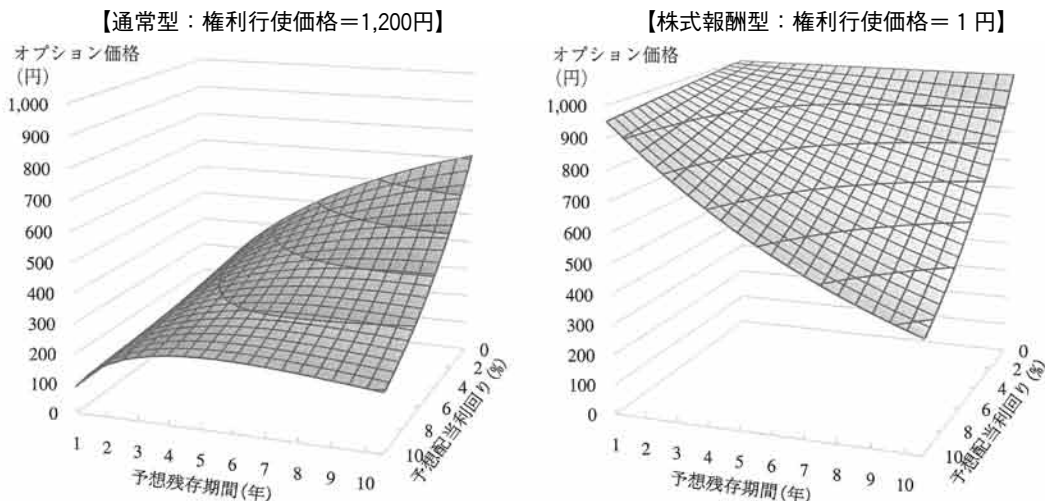
2.3. 仮説

それでは、どのような状況のときに経営者はインプット情報にバイアスを及ぼそうとするであろうか。本稿では、経営者等に対する報酬金額自体の過小報告インセンティブと報告利益マネジメント・インセンティブの2つを想定する。

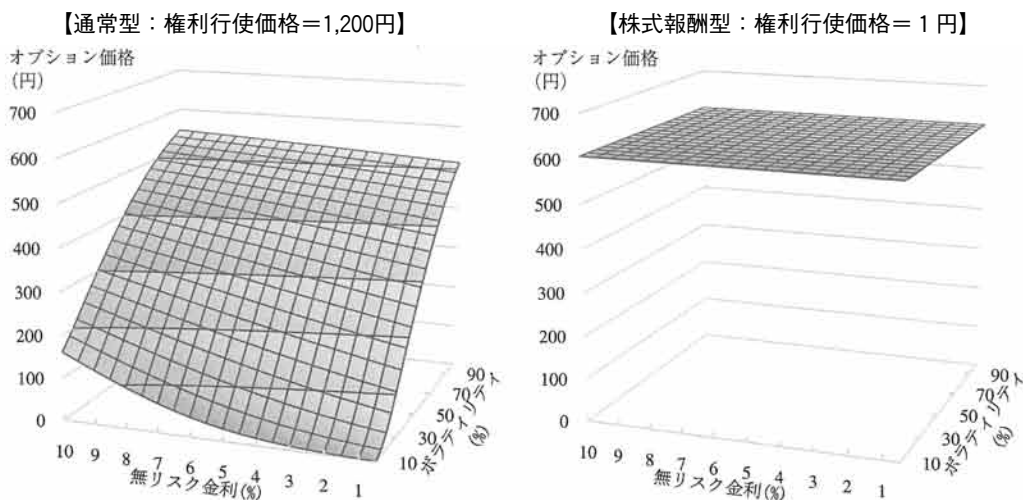
まず、報酬金額自体の過小報告インセンティブ (例えば、Balsam et al., 2003; Hodder et al., 2006) は、高額な報酬の支払いに対する株主・債権者等からの批判を避けたいとするものである⁶⁾。とくに取締役や執行役員等の経営幹部に対する報酬金額の妥当性は、株主総会での議決権行使基準の対象にもなり得るし、また、極端な場合には株主代

図1 インプット情報とSO価格の関係：通常型SOと株式報酬型SOの比較

Panel A：予想残存期間および予想配当利回りとSO価格（基準株価=1,000円、ボラティリティ=60%、無リスク金利=5%）



Panel B：無リスク金利およびボラティリティとSO価格（基準株価=1,000円、予想配当利回り=5%、予想残存期間=10年）



表訴訟に繋がる可能性もある（日本経済新聞朝刊2016年2月21日付を参照）。さらに、SOの場合には希薄化の問題もつきまとう。そのため、報酬を過小にみせたい経営者は、株式報酬であるSOの公正価値を小さく抑えるために、インプット情

報にバイアスを及ぼす可能性がある。ただし、日米のCEOの報酬を比較すると、日本は米国の約10分の1程度（Willis Towers Watson, 2016）といわれており、このインセンティブがどの程度強く経営者の判断に影響を及ぼすかという点には留

意が必要であろう。

次に、報告利益マネジメント・インセンティブ（例えば、Burgstahler and Dichev, 1997; 首藤, 2014）は、ゼロ利益や経営者予想利益などの特定の利益数値を達成したいとするインセンティブである。このインセンティブが働くとき、経営者は特定の利益数値を達成するために株式報酬費用を小さく抑えようとして、SO評価モデルのインプット情報に操作を加えるかもしれない。ただし、報告利益マネジメント・インセンティブについても、全体として報酬金額が小さいなか、どの程度、利益金額に影響を及ぼすのか、その経済的重要性に注意が必要である。

以上の2つのインセンティブのどちらについても、もしそれらが働くならば、経営者は株式報酬の金額を少なめに見積もりたいと考えるであろう。つまり、SO公正価値を過小に報告するために、インプット情報を調整しようとするのである。ここに、次の仮説を定立する。

<仮説>

経営者がSOの公正価値を評価する際、報酬の過小報告インセンティブまたは報告利益マネジメント・インセンティブが強くなるほど、

- (i) 予想残存期間については、通常型SOでは短めに見積もられるのに対して、株式報酬型SOでは長めに見積もられる。
- (ii) ボラティリティについては、通常型SOでは小さめに見積もられるのに対して、株式報酬型SOではそうした傾向は観測されない。
- (iii) 無リスク金利については、通常型SOでは低めに見積もられるのに対して、株式報酬型SOではそうした傾向は弱い。
- (iv) 予想配当利回りについては、通常型SOも株式報酬型SOも、ともに高めに見積もられる。

3. サンプルとデータ

本稿では、金融・保険業を除く全上場企業のうち、日本基準採用の3月期決算企業を対象に、2009年3月期から2012年3月期にわたる4年間に付与されたSOプログラムのデータを手作業で収集した⁷⁾。その中から、BSM（ないしBS）モデルに基づいて公正価値が評価されたプログラムが抽出されている。サンプルの抽出過程は表1のPanel Aの通りであるが、延べ1,248件の付与件数のうち、93.4%がBSMモデルで評価されていた。加えて、データの整備においては、次のような処理を施している。(1) 時間の経過に伴って段階的に権利行使できるなどの条件により、インプット・パラメータが、条件達成ごとの数値、あるいは、幅で開示されているプログラムは除外する。(2) 付与対象者が異なるなどの理由でプログラムとして区別されているが、評価に関係する各種の条件等が等しい、すなわち、報告された公正な評価単価が等しいプログラムはそれらを統合する。(3) 報告されていないパラメータがあるプログラムは除外する（ただし、配当利回りについてはゼロに置き換える）。(4) その他、分析に必要なデータが入手できないプログラムは除外する。(5) 計測された株価ボラティリティが100%を超えるものは異常値として除外する。

最終的なサンプルは、346社において付与された合計916件のSOプログラムとなった。サンプルの内訳は、表1のPanel Bの通りであり、東証1部に続いて、新興市場であるJASDAQがプログラムの付与件数が比較的多い市場となっている。

以上のサンプルに関するデータについて、有価証券報告書に関してはプロネクサス『eol』を利用して収集している。また、SOの発行データについては日本経済新聞社『NEEDS企業ファイナンス関連データ』、財務データについては日本経

表1 サンプル選択

Panel A：評価モデルの選択に関する分布とサンプルの処理過程				
延べ付与件数	1,248		100.0%	
Black=Scholes=Merton (BSM) モデル	1,166		93.4%	
モンテカルロ・シミュレーション	34		2.7%	
二項モデル	18		1.4%	
Hull=White修正二項モデル	8		0.6%	
三項モデル	1		0.1%	
平均株価	4		0.3%	
不明	17		1.4%	
Black=Scholes=Merton (BSM) モデル	1,166			
段階的権利行使条件等	-66			
評価条件同一プログラムの統合	-144			
パラメータ不明	-4			
その他の分析データ入手不可	-23			
異常値	-13			
サンプルとなるプログラム件数	916			(346社)
Panel B：上場場部の分布				
上場場部	プログラム件数		企業数	
東証1部	650	71.0%	209	60.4%
東証2部	44	4.8%	24	6.9%
大証1部	28	3.1%	13	3.8%
大証2部	13	1.4%	8	2.3%
名証2部	7	0.8%	3	0.9%
小計	742	81.0%	257	74.3%
東証マザーズ	34	3.7%	18	5.2%
名証セントレックス	3	0.3%	2	0.6%
札幌アンビシャス	1	0.1%	1	0.3%
JASDAQ	125	13.6%	60	17.3%
ヘラクレス	11	1.2%	8	2.3%
小計	174	19.0%	89	25.7%
合計	916	100.0%	346	100.0%

済新聞社『NEEDS-Financial QUEST』、株式データについては金融データソリューションズ『日本上場株式 日次リターンデータ』から採録している。

4. リサーチ・デザイン

4.1. インプット・パラメータに係るバイアスの測定

本稿では、SO評価モデルのインプット情報に

係るバイアスを分析するが、Hodder et al. (2006) などの先行研究では、いわゆる異常アクルーアルの計測モデル（例えば、DeAngelo, 1986; Dechow and Sloan, 1991; Jones, 1991など）と同様の発想で、当期の報告インプットを過去のインプット、および、インプットの産業平均値に対して回帰した残差として計測している。しかしながら、日本企業に関しては、企業会計基準適用指針第11号（以下、適用指針11号）にインプット・パラメータの具体的な算定手続きが示されていることか

ら、以上の方法では、バイアスの測定誤差をかえって大きくしてしまう可能性が危惧される。そこで、本稿では、適用指針11号における具体的な算定手続きを踏まえてインプット・パラメータに係るバイアスを測定する。以下に、4つのインプット・パラメータに係るバイアスの測定方法について説明する。

第1に、予想残存期間については、適用指針11号13項において、権利行使に関する従業員等の行動傾向などを考慮するが、合理的に見積もることができない場合には、算定時点から権利行使期間の中間点までの期間として推定する旨の規定がある。この規定を踏まえて、以下の *D_Reported_Life* では、予想残存期間に係るバイアスをSO付与日から権利行使期間の中間点を基準とすることで測定する。ただし、SO報酬の過小報告インセンティブがSOの設計段階から働いている可能性もある。そこで、この点を考慮し、SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間について、株式報酬型か通常型かのSOの種類別、および、年度別に算出したサンプル企業の平均値を基準にした *D_Midpoint_Life* も定義する。

D_Reported_Life

= 報告予想残存期間
- SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間 (6)

D_Midpoint_Life

= SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間
- SO種類別・年度別に算出した中間点までの期間の平均値 (7)

第2に、ボラティリティについては、適用指針11号10項において、予想残存期間に対応する直近のヒストリカル・ボラティリティを基礎とする旨

が定められており、価格観察の頻度としては、日次、週次または月次のいずれを用いてもよいこととされている。ただし、同一企業の同一期間に算定した日次、週次および月次ベースの各ボラティリティについて、どのデータ頻度のときに値が大きくなるか、あるいは、小さくなるかは、株価の振る舞い方により異なることが知られている(新井ほか, 1999)。そこで、日次、週次、月次ベースで算出した各ヒストリカル・ボラティリティの平均値を基準とする。ボラティリティに関するバイアス (*D_Volatility*) は次のように計測される。

D_Volatility

= 報告ボラティリティ - SO付与日において、報告予想残存期間に対応する期間にわたる過去の株価から日次、週次、月次ベースで算出した各ヒストリカル・ボラティリティの平均値⁸⁾ (8)

第3に、無リスク金利は、適用指針11号15項で、予想残存期間に対応する期間の国債等の利回りに基づくものとされている。ここでは、SO付与日における報告予想残存期間に対応する期間の国債利回りについて、証券業協会の公社債店頭売買参考値を利用した財務省金利情報から得られた利回りに、3次スプライン関数による補間を施した値を基準とする⁹⁾。その基準値と報告無リスク金利の差異として、無リスク金利に係るバイアス (*D_Riskfree_Rate*) を測定する。

D_Riskfree_Rate

= 報告無リスク金利 - SO付与日における報告予想残存期間に対応する期間の国債利回り (9)

第4に、予想配当利回りのバイアス (*D_*

Dividend_Yeild) については、適用指針11号16項に、原則として、過去の実績に基づくよう定められていることから次のように定義する。

$$\begin{aligned}
 & D_Dividend_Yeild \\
 & = \text{報告配当利回り} - \text{前期の1株当たり} \\
 & \quad \text{配当実績値} / \text{SO付与日の株価終値}
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

4.2. 検証モデル

以上のように定義された報告パラメータのバイアスを被説明変数とし、次のモデルによって仮説を検証する。

$$\begin{aligned}
 & \text{Dependent Var.} \\
 & = a_0 + a_1 SO_Type + a_2 Payment_Pre \\
 & + a_3 Payment_Pre \times SO_Type \\
 & + a_4 SO_Shares + a_5 SO_Shares \\
 & \times SO_Type + a_6 Avoid_Loss \\
 & + a_7 Avoid_Loss \times SO_Type \\
 & + a_8 Beat_Forecast \tag{11} \\
 & + a_9 Beat_Forecast \times SO_Type \\
 & + a_{10} ROA + a_{11} Loss + a_{12} Size \\
 & + a_{13} Book_to_Market \\
 & + \sum_k b_k Industry_Dummy_k \text{ (or Firm_Dummy}_k \text{)} \\
 & + \sum_j c_j Year_Dummy_j + \varepsilon
 \end{aligned}$$

ただし、*Dependent Var.*

$$\begin{aligned}
 & = D_Reported_Life, D_Midpoint_Life, \\
 & D_Volatility, D_Riskfree_Rate \text{ or} \\
 & D_Dividend_Yield.
 \end{aligned}$$

ここで、*SO_Type* は、株式報酬型SOのときに1、通常型SOのときに0をとるダミー変数であり、ストック・オプションの種類を捉える。*Payment_Pre* と *SO_Shares* は報酬の過小報告インセンティブを捕捉する変数である。*Payment*

Pre は、前期の役員報酬・人件費を前期の販売費及び一般管理費で除して算定する。*SO_Shares* は、付与されたSOの目的となる株式数をSO付与日の発行済み株式総数で除した値である。他方、報告利益マネジメント・インセンティブについては、*Avoid_Loss* と *Beat_Forecast* で捕捉する。*Avoid_Loss* は、当期利益/前期末総資産が0以上0.01未満のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数である。*Beat_Forecast* は、(当期利益実績値-期初当期利益予想値)/前期末総資産が0以上0.005未満のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数である。

仮説の検証に際しては、インプット情報の操作インセンティブに関して単独で組み込まれている4つの変数の係数が通常型SOに係るバイアスを捉える。そして、株式報酬型ではそのバイアスがどの程度異なるかが、各インセンティブ変数と *SO_Type* との4つの交差項の係数によって捉えられることになる。

以上の変数に加えて、モデルにはコントロール変数が組み込まれる。*ROA* は当期経常利益/前期末総資産、*Loss* は当期純利益が負のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数、*Size* は期末株式時価総額の自然対数、*Book_to_Market* は期末自己資本の簿価・時価比率である。

モデルの推定にあたっては、(1) 全サンプル・ベースで推定する方法と、(2) 制限サンプル・ベースで推定する方法の2つを採用する。制限サンプルの推定では、3本以上の付与プログラムがある企業に限定して固定効果モデルで推定し、企業ごとの傾向ないし特性をコントロールする。全サンプルで推定する場合には、業種ダミー (*Industry_Dummy*) を、制限サンプルで推定する場合には、企業ダミー (*Firm_Dummy*) をモデルに組み込む。また、いずれの場合においても年度ダミー (*Year_Dummy*) が組み込まれる。

5. 分析結果

5.1. 記述統計量

変数の記述統計量は表2の通りである。まず、本稿の分析では、株式報酬型SOと通常型SOとでインプット情報に対する裁量の影響が異なることに主眼をおいているが、それぞれが本稿のサンプルに含まれる割合は、*SO_Type*の平均値が0.45であることから、45%が株式報酬型であり、残る55%が通常型であることが分かる。

次に、インプット情報の実際の報告値について

みていく。第1に、報告予想残存期間は平均で5.77年となっている。これをSOの種類別にみると、株式報酬型では平均7.69年であるのに対して、通常型では平均4.21年となっている。第3四分位点が6.71年であることからすると、長期の予想残存期間が報告されているプログラムのほとんどが株式報酬型であることが分かる。第2に、報告ボラティリティの平均値は約42%であるが、これを種類別にみると、通常型は約44%であり、株式報酬型よりも5ポイントほど高い傾向にある。第3に、報告無リスク金利については、報告予想残存

表2 記述統計量

変数	全サンプル					<i>SO_Type</i>	
	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位	= 1 平均値	= 0 平均値
報告予想残存期間 (年)	5.77	3.38	3.50	4.50	6.71	7.69	4.21
報告ボラティリティ (%)	41.95	15.75	31.60	39.01	48.73	38.91	44.42
報告無リスク金利 (%)	0.73	0.47	0.32	0.61	1.05	0.91	0.59
報告配当利回り (%)	2.10	1.36	1.27	1.98	2.80	2.21	2.01
<i>D_Reported_Life</i> (年)	-2.00	4.03	-2.51	-0.01	0.00	-4.60	0.09
<i>D_Midpoint_Life</i> (年)	0.12	2.78	-1.14	-0.07	1.92	0.02	0.00
<i>D_Volatility</i> (%)	-2.72	12.25	-2.66	-0.14	2.13	-0.58	-4.46
<i>D_Riskfree_Rate</i> (%)	0.02	0.13	-0.01	0.00	0.02	0.00	0.03
<i>D_Dividend_Yield</i> (%)	-0.08	0.99	0.00	0.00	0.00	-0.03	-0.13
<i>SO_Type</i>	0.45	0.50	0.00	0.00	1.00	1.00	0.00
<i>Payment_Pre</i>	0.35	0.14	0.26	0.36	0.45	0.34	0.36
<i>SO_Shares</i> (%)	0.83	2.98	0.06	0.19	0.68	0.14	1.38
<i>Avoid_Loss</i>	0.11	0.32	0.00	0.00	0.00	0.13	0.10
<i>Beat_Forecast</i>	0.12	0.33	0.00	0.00	0.00	0.15	0.11
<i>ROA</i>	0.05	0.10	0.02	0.05	0.09	0.05	0.06
<i>Loss</i>	0.20	0.40	0.00	0.00	0.00	0.16	0.23
<i>Size</i>	10.71	1.96	9.19	10.78	12.16	11.14	10.36
<i>Book_to_Market</i>	1.18	0.73	0.70	1.05	1.47	1.24	1.12
観測数	916					410	506

D_Reported_Life = 報告予想残存期間 - SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間。*D_Midpoint_Life* = SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間 - SO種類別・年度別に算出した中間点までの期間の平均値。*D_Volatility* = 報告ボラティリティ - SO付与日において報告予想残存期間に対応する期間にわたる過去の株価から日次、週次、月次ベースで算出した各ヒストリカル・ボラティリティの平均値。*D_Riskfree_Rate* = 報告無リスク金利 - SO付与日における報告予想残存期間に対応する期間の国債利回り。*D_Dividend_Yield* = 報告配当利回り - 前期の1株当たり配当実績値/SO付与日の株価終値。*SO_Type* = 株式報酬型SOのときに1、通常型SOのときに0をとるダミー変数。*Payment_Pre* = 前期の役員報酬・人件費/前期の販売費及び一般管理費。*SO_Shares* = 付与されたSOの目的となる株式数/SO付与日の発行済み株式総数。*Avoid_Loss* = 当期利益/前期末総資産が0以上0.01未満のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数。*Beat_Forecast* = (当期利益実績値 - 期初当期利益予想値)/前期末総資産が0以上0.005未満のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数。*ROA* = 当期経常利益/前期末総資産。*Loss* = 当期利益が負のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数。*Size* = 期末株式時価総額の自然対数。*Book_to_Market* = 期末自己資本の簿価・時価比率。

期間の長さと呼応して、株式報酬型の方が若干高い利率になっている。ただし、全体でみても無リスク金利は0.73%とかなり低い¹⁰⁾。これに対して、報告配当利回りは平均で2%程度の水準である。

続いて、インプット情報のバイアスに目を向ける。予想残存期間に関する $D_Reported_Life$ をみると、全体としては平均値が-2年であり、SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間よりも短めの期間が見積もられている傾向にある。さらに、第3四分位点から第3四分位点にかけての値がすべてゼロという、極端な分布になっている。これは、サンプルの大半において、前期配当額に基づく配当利回りがインプットとして用いられていることを意味している。

以上では、インプット情報に係るバイアスの概要を把握したが、補足として、予想残存期間、ボラティリティおよび予想配当利回りについて、それぞれの特徴をさらにみていきたい。

まず、表3には、報告予想残存期間とSO付与日から権利行使期間の中間点までの期間との差異 ($D_Reported_Life$) に関して、さらに詳細に調べた結果が表示されている。有価証券報告書においては、報告予想残存期間が小数点以下第1位までの数値で開示されるケースも多い。そのため、仮に中間点までの期間を報告予想残存期間としていたとしても、四捨五入による丸め誤差の影響により、計算で求めた中間点と報告値とに僅かな差異が生じてしまう可能性がある。そこで、ここでは1/24 (≈ 0.04) ヶ年未満、すなわち0.5ヶ月未満の誤差は無視し得るものとして取り扱う。

表3の結果をみると、全体の約6割に当たる538件のプログラムで、中間点までの期間との差異が0.5ヶ月未満に収まる期間が報告予想残存期間とされていることが分かる。次いで、約3割に当たるプログラムでは、中間点よりも短い期間が残存期間として報告されている。以上のように、

まず、表3には、報告予想残存期間とSO付与日から権利行使期間の中間点までの期間との差異 ($D_Reported_Life$) に関して、さらに詳細に調べた結果が表示されている。有価証券報告書においては、報告予想残存期間が小数点以下第1位までの数値で開示されるケースも多い。そのため、仮に中間点までの期間を報告予想残存期間としていたとしても、四捨五入による丸め誤差の影響により、計算で求めた中間点と報告値とに僅かな差異が生じてしまう可能性がある。そこで、ここでは1/24 (≈ 0.04) ヶ年未満、すなわち0.5ヶ月未満の誤差は無視し得るものとして取り扱う。

表3の結果をみると、全体の約6割に当たる538件のプログラムで、中間点までの期間との差異が0.5ヶ月未満に収まる期間が報告予想残存期間とされていることが分かる。次いで、約3割に当たるプログラムでは、中間点よりも短い期間が残存期間として報告されている。以上のように、

表3の結果をみると、全体の約6割に当たる538件のプログラムで、中間点までの期間との差異が0.5ヶ月未満に収まる期間が報告予想残存期間とされていることが分かる。次いで、約3割に当たるプログラムでは、中間点よりも短い期間が残存期間として報告されている。以上のように、

表3 報告予想残存期間とSO付与日から権利行使期間の中間点までの期間との差異 ($D_Reported_Life$)

報告予想残存期間が中間点までの期間よりも0.5ヶ月以上短い： $D_Reported_Life \leq -1/24$	282件	30.8%
報告予想残存期間と中間点までの期間との差異が0.5ヶ月未満： $ D_Reported_Life < 1/24$	538件	58.7%
報告予想残存期間が中間点までの期間よりも0.5ヶ月以上長い： $D_Reported_Life \geq 1/24$	96件	10.5%
合 計	916件	100.0%

半数以上の企業が、合理的に見積もることができない場合には、予想残存期間を権利行使期間の中間点までの期間とする、適用指針11号13項の規定を適用している可能性が高いことが明らかになった。一方で、この結果は、*D_Reported_Life*がゼロ近辺で顕著に尖った分布になることを示している。これに対処するため、後述の回帰分析においては、順序ロジスティック回帰による分析も実施する。

続いて、ボラティリティの報告値については、適用指針11号15項に規定されるように月次、週次、日次のいずれのデータ頻度を選択することも可能であるが、経営者はどのデータ頻度を使用してボラティリティを計測しているであろうか。表4には、実際の報告ボラティリティと本稿で計測したボラティリティとの差異の絶対値について表示している。結果をみると、興味深いことに、週次データに基づくボラティリティで計測誤差が最も小さくなっていることが分かる。経営者は、高頻度の日次でも、簡易な月次でもなく、週次データでボラティリティを計測しているようである。

最後に、予想配当利回りについても補足しておきたい。周知の通り、日本では、適時開示の一環として、業績予想情報が開示されているが、そこには配当予想額も含まれている。そうであるならば、インプットを計算するための配当額として、予想配当額が用いられるのか、あるいは、そうし

た情報が用いられることなく、適用指針11号16項の単純な適用形態として、前期の配当額が用いられるのかは、興味の湧くところである。表5のPanel Aには、サンプルのうち、予想配当データが入手できたケースについて、インプット情報としての報告配当額が前期配当額または予想配当額と一致するかどうかを調べている。ただし、注意すべき点として、報告配当額が前期配当額と一致しているとしても、それが直ちに予想配当額が採用されていないという結論にはならないということである。なぜなら、前期配当額と予想配当額が一致するケースが考えられるからである。

そこでまず、報告配当額が前期配当額と等しいケースをみると、前期配当額と予想配当額が等しいケースは、全体の52%に上ることが分かる。対して、予想配当額ではなく、前期配当額を用いているケースは21%の割合で存在している。次に、報告配当額が前期配当額と異なるケースのうち、予想配当額が用いられているのは、全体の8%程度に留まっている。予想配当額と前期配当額が等しい先述のケースでは、予想情報が積極的に活用されたか否かは定かではないが、このケースでは予想情報が積極的に採用されているといえる。そして、報告配当額が前期配当額とも予想配当額とも異なるケースが19%ほど存在している¹²⁾。総じて、6割近くのケースが予想配当額と等しい値を報告配当額として用いているが、残る4割につい

表4 ボラティリティの計測誤差

ボラティリティの計測誤差 = | 報告ボラティリティ - 計測ボラティリティ | (%)

計測ボラティリティ	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位	観測数
月次ボラティリティ	7.57	10.99	1.65	4.72	8.85	916
週次ボラティリティ	5.46	11.23	0.14	1.49	4.60	916
日次ボラティリティ	6.44	11.95	0.42	2.55	6.25	916
月次、週次、日次による 各ボラティリティの平均値	5.85	11.09	0.94	2.32	4.74	916

表5 予想配当利回り

Panel A：予想配当額、前期配当額および報告配当額の関係

サンプルのうち、予想配当データが入手できたケース	884件	100.0%
報告配当額が前期配当額と等しいケース	648件	73.3%
内訳：前期配当額と予想配当額が等しい	460件	52.0%
前期配当額と予想配当額が異なる	188件	21.3%
報告配当額が前期配当額と異なるケース	236件	26.7%
内訳：報告配当額と予想配当額が等しい	72件	8.1%
報告配当額と予想配当額が異なる	164件	18.6%

太字は予想配当額に一致する配当額を利用しているケース。

Panel B：配当利回りの報告値と予想値の差異 = |報告配当利回り - 予想配当利回り| (%)

平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位	観測数
0.76	1.03	0.16	0.40	1.03	352

いずれの配当利回りとも、付与日の株価終値で除して計算している。

では、予想配当情報があるにもかかわらず、そうではない数値（たとえば、過去の配当額）に基づいている。この4割のケース（352件）については、報告配当額と予想配当額とが異なるわけであるが、表5のPanel Bをみると、報告配当利回りと予想配当利回りの差異の絶対値は平均で0.76%ほどに留まっていることが分かる。

さらに、表5のPanel Aでは、報告配当額が前期配当額と等しいケースが73%にも上るが、これらのケースでは、表2でも確認されたように、*D_Dividend_Yield*がすべてゼロになっている。このように、*D_Dividend_Yield*は極端にゼロに集中した分布になっていることから、*D_Reported_Life*と同様に、順序ロジスティック回帰による分析も実施する。

5.2. 回帰分析の結果

仮説の検証モデルである(11)式の回帰結果は、表6および表7の通りである。第3節でも述べたように、本稿では全サンプル・ベースでの推定と、制限サンプル・ベースでの推定を実施するが、表6には前者の結果が、表7には後者の結果が表示されている。

表6の全サンプル・ベースでの推定結果をみると、全体として係数推定値の有意性が低い傾向になっている。*Aviod_Loss*や*Beat_Forecast*といった報告利益マネジメントに関連する変数の係数については、予測符号通りに有意に推定されているものがほとんどない。これに対して、報酬の規模に関する*Payment_Pre*や*SO_Shares*については、所々ではあるが、係数が有意に推定されているものがある。

まず、予想残存期間のバイアスに関する*D_Reported_Life*を被説明変数とするモデルでは、交差項*SO_Shares* × *SO_Type*の係数が有意な正值に推定されている。この結果は、株式報酬型SOでは、付与対象となる株式数が多いほど、予想残存期間が長めに見積もられることを示唆している。他方、*D_Midpoint_Life*を被説明変数とするモデルでは、*Payment_Pre*の係数が有意な負値に推定されており、通常型SOでは前期の役員報酬・人件費が多いほど、権利行使期間が短く設計されている（つまり、その中間点として予想残存期間を見積もるときには、それも短くなる）。しかし、株式報酬型SOについては、*Payment_Pre* × *SO_Type*と*SO_Shares* × *SO_Type*のいず

れの係数も有意な負値になっており、仮説に反して、報酬の規模が大きいほど、権利行使期間に短期化のバイアスがかかっていることを示す結果となっている。また、*D_Midpoint_Life*を被説明変数とするときには、予想利益達成インセンティブに関して、株式報酬型SOでは*Beat_Forecast*×*SO_Type*の係数が有意な正值に推定されている。

続いて、ボラティリティに目を向けると、*D_Volatility*を被説明変数とするときには、*SO_Shares*の係数が有意な負値となっており、付与対象となる株式数が多いほど、通常型SOでボラティリティが小さめに見積もられている。無リスク金利のバイアスに関する*D_Riskfree_Rate*については、*Payment_Pre*×*SO_Type*の係数が有意な負値に、*Payment_Pre*×*SO_Type*の係数が有意な正值に推定されており、前期の役員報酬・人件費が多いほど、通常型では無リスク金利が低めに見積もられるが、株式報酬型ではそうした傾向が弱められていることが分かる。そして、配当に関する*D_Dividend_Yeild*を被説明変数とするモデルでは、損失回避インセンティブに関する*Avoid_Loss*の係数が、期待に反して有意な負値になっている。一方、株式報酬型SOでは、*Avoid_Loss*×*SO_Type*の有意な正の係数によって、それが弱められているものの、これら2つの係数を合計しても-0.07(=-0.552+0.545)であり、予想配当利回りが高めに見積もられたとは判断し難い。

全サンプル・ベースでの推定結果は以上の通りであり、かなり部分的にはあるが、仮説と整合する結果も存在していた。では、次のステップとして、これらの結果の頑健性を高めるために、表7の制限サンプル・ベースによる推定結果を確認しよう。ここでの推定では、企業および年度についての固定効果モデルを採用することにより、SO付与時におけるインセンティブの程度に応じた企業内の変化を捉えることになる。推定結果を

全サンプル・ベースの表6と比較すると、予想残存期間に関する*D_Reported_Life*を被説明変数とするモデルの*SO_Shares*×*SO_Type*の係数推定値で正の符号が保たれている。さらに、*Payment_Pre*×*SO_Type*の係数についても、正に有意に推定されている。これらは、株式報酬型SOについて、報酬の規模が大きいほど、予想残存期間の見積もりが長めに設定されるとの仮説を裏付ける結果である。他方で、表7の残りの推定結果については、残念ながら、表6で仮説を支持した結果に確証を与えるものは見受けられない。

最後に、表3および表5で確認された通り、*D_Reported_Life*と*D_Dividend_Yeild*の分布が特異な形になっていることから、これらを被説明変数とするモデルについては順序ロジスティック回帰を用いて再推定する。ここで、*Cate_D_Reported_Life*は、*D_Reported_Life* ≤ -1/24のときに-1、 $|D_Reported_Life| < 1/24$ のときに0、*D_Reported_Life* ≥ 1/24のときに1をとる順序カテゴリ変数である(表3を参照)。また、*Cate_D_Dividend_Yield*は、*D_Dividend_Yield* < 0のときに-1、*D_Dividend_Yield* = 0のときに0、*D_Dividend_Yield* > 0のときに1をとる順序カテゴリ変数である(表5を参照)。

これらの変数を用いた順序ロジスティック回帰の推定結果は表8の通りである。注目すべきは、予想残存期間のバイアスに関する*Cate_D_Reported_Life*であるが、順序ロジスティック回帰によっても交差項*Payment_Pre*×*SO_Type*および*SO_Shares*×*SO_Type*の係数が有意な正值に推定されている。株式報酬型SOの予想残存期間の見積もりに裁量が及んでいる可能性があることが、繰り返し確認された。

以上のように、4つの入力情報に係るバイアスについて回帰分析を実施したが、株式報酬型SOについてのみ、報酬の過小報告インセンテ

表6 回帰分析の結果：全サンプル・ベース（観測数：346社による916件）

説明変数	D_Reported_Life			D_Midpoint_Life			D_Volatility			D_Riskfree_Rate			D_Dividend_Yield		
	予測符号	係数	係数	予測符号	係数	係数	予測符号	係数	係数	予測符号	係数	係数	予測符号	係数	係数
切片		-3.037** (-2.27)	3.637** (3.25)			-15.38** (-3.15)					0.193*** (3.61)				-0.493 (-1.27)
SO_Type	?	-5.288*** (-8.12)	0.735 (1.35)	?		-0.881 (-0.37)			?		-0.084** (-3.20)		?		-0.000 (-0.00)
Payment_Pre	-	-0.880 (-0.74)	-2.174** (-2.20)	-		1.970 (0.46)			-		-0.156** (-3.29)		+		0.358 (1.04)
Payment_Pre × SO_Type	+	1.158 (0.67)	-2.406* (-1.65)	+		7.108 (1.12)			+		0.146** (2.10)		0		0.043 (0.08)
SO_Shares	-	0.00720 (0.18)	-0.0120 (-0.37)	-		-0.526*** (-3.67)			-		-0.001 (-0.66)		+		-0.002 (-0.17)
SO_Shares × SO_Type	+	1.353** (2.50)	-1.205** (-2.66)	+		0.640 (0.32)			+		0.018 (0.83)		0		-0.109 (-0.69)
Avoid_Loss	-	-0.039 (-0.08)	-0.180 (-0.43)	-		1.811 (0.99)			-		0.013 (0.66)		+		-0.552*** (-3.81)
Avoid_Loss × SO_Type	+	-0.137 (-0.20)	0.903 (1.59)	+		-1.429 (-0.58)			+		0.003 (0.11)		0		0.545** (2.76)
Beat_Forecast	-	0.018 (0.04)	0.008 (0.02)	-		-1.745 (-1.01)			-		-0.025 (-1.31)		+		0.063 (0.46)
Beat_Forecast × SO_Type	+	0.289 (0.44)	0.995* (1.81)	+		1.213 (0.51)			+		0.027 (1.02)		0		-0.085 (-0.45)
ROA		-0.474 (-0.36)	1.263 (1.15)			6.181 (1.29)					-0.068 (-1.28)				-0.330 (-0.86)
Loss		0.041 (0.12)	-0.301 (-1.05)			1.380 (1.10)					0.029** (2.13)				-0.045 (-0.45)
Size		0.163** (2.12)	-0.100 (-1.56)			0.944*** (3.39)					-0.008** (-2.71)				0.028 (1.26)
Book_to_Market		0.430** (2.18)	-0.066 (-0.40)			1.270* (1.76)					-0.024** (-3.07)				0.026 (0.46)
業種ダミー		Yes	Yes			Yes					Yes				Yes
年度ダミー		Yes	Yes			Yes					Yes				Yes
R ²		0.401	0.119			0.131					0.077				0.153
adj. R ²		0.371	0.075			0.088					0.032				0.111

() 内は業種クラスターによって補正された標準誤差に基づいて算定されたt値である。*はp<0.10、**はp<0.005、***はp<0.001であることを示す。

表7 回帰分析の結果：制限サンプル・ベース（観測数：163社による676件）

説明変数	D_Reported_Life		D_Midpoint_Life		D_Volatility		D_Riskfree_Rate		D_Dividend_Yield	
	予測符号	係数	係数	係数	予測符号	係数	予測符号	係数	予測符号	係数
切片		-3.494 (-0.54)	-3.319 (-0.56)	-30.320 (-1.43)		-0.362 (-1.14)		-0.645 (-0.42)		
SO_Type	?	-4.104*** (-6.22)	-0.968 (-1.57)	?	-2.933 (-1.35)	?	-0.038 (-1.16)	?	-0.112 (-0.71)	
Payment_Pre	-	-3.431 (-1.14)	5.680** (2.03)	-	2.076 (0.21)	-	-0.194 (-1.31)	+	-1.071 (-1.50)	
Payment_Pre × SO_Type	+	3.348* (1.78)	-7.713*** (-4.40)	+	18.710** (3.08)	+	0.040 (0.44)	0	0.461 (1.05)	
SO_Shares	-	-0.155 (-0.68)	0.004 (0.02)	-	2.920*** (3.84)	-	0.003 (0.26)	+	0.039 (0.70)	
SO_Shares × SO_Type	+	1.806** (2.72)	5.789*** (3.66)	+	-4.151 (-0.75)	+	0.041 (0.50)	0	-0.552 (-1.37)	
Avoid_Loss	-	-0.029 (-0.07)	0.171 (0.47)	-	0.685 (0.53)	-	0.001 (0.06)	+	-0.273** (-2.93)	
Avoid_Loss × SO_Type	+	-0.014 (-0.03)	-0.266 (-0.57)	+	-0.939 (-0.57)	+	0.012 (0.48)	0	0.219* (1.85)	
Beat_Forecast	-	-0.312 (-0.94)	0.017 (0.05)	-	0.383 (0.35)	-	0.012 (0.76)	+	-0.059 (-0.74)	
Beat_Forecast × SO_Type	+	0.306 (0.70)	-0.021 (-0.05)	+	-2.531* (-1.76)	+	-0.006 (-0.26)	0	0.130 (1.25)	
ROA		-0.279 (-0.18)	0.365 (0.25)		-21.930*** (-4.17)		0.198** (2.52)		0.011 (0.03)	
Loss		-0.379 (-1.42)	0.108 (0.43)		0.670 (0.76)		0.019 (1.45)		-0.102 (-1.60)	
Size		0.314 (0.57)	0.269 (0.53)		2.117 (1.16)		0.038 (1.41)		0.106 (0.81)	
Book_to_Market		0.509 (1.34)	0.139 (0.39)		0.735 (0.58)		0.025 (1.32)		-0.151* (-1.66)	
企業固定効果		Yes	Yes		Yes		Yes		Yes	
年度固定効果		Yes	Yes		Yes		Yes		Yes	
R ²		0.884	0.785		0.823		0.666		0.664	
adj. R ²		0.842	0.709		0.760		0.547		0.544	

() 内は業種クラスターによって補正された標準誤差に基づいて算定されたt値である。*はp<0.10、**はp<0.005、***はp<0.001であることを示す。

表8 順序ロジスティック回帰の結果（観測数：346社による916件）

説明変数	<i>Cate_D_Reported_Life</i>		<i>Cate_D_Dividend_Yield</i>	
	予測符号	係数	予測符号	係数
<i>Intercept</i>		3.919 *** (4.20)		1.997 ** (2.05)
<i>SO_Type</i>	?	-4.090 *** (-8.63)	?	-0.304 (-0.64)
<i>Payment_Pre</i>	-	-1.353 (-1.63)	+	0.618 (0.72)
<i>Payment_Pre</i> × <i>SO_Type</i>	+	3.316 ** (2.77)	0	1.097 (0.88)
<i>SO_Shares</i>	-	0.001 (0.04)	+	0.010 (0.37)
<i>SO_Shares</i> × <i>SO_Type</i>	+	0.768 ** (2.07)	0	0.093 (0.24)
<i>Avoid_Loss</i>	-	-0.113 (-0.33)	+	-0.342 (-0.98)
<i>Avoid_Loss</i> × <i>SO_Type</i>	+	-0.127 (-0.27)	0	0.197 (0.41)
<i>Beat_Forecast</i>	-	0.246 (0.74)	+	0.432 (1.24)
<i>Beat_Forecast</i> × <i>SO_Type</i>	+	-0.159 (-0.35)	0	-0.568 (-1.20)
コントロール変数		Yes		Yes
業種ダミー		Yes		Yes
年度ダミー		Yes		Yes
Pseudo R ²		0.241		0.061
LR χ^2		402.9 (p<0.001)		82.5 (p<0.001)

コントロール変数はROA、Loss、SizeおよびBook_to_Marketである。()内はz値である。*はp<0.10、**はp<0.005、***はp<0.001であることを示す。Cate_D_Reported_Life: D_Reported_Life ≤ -1/24のときに-1、|D_Reported_Life| < 1/24のときに0、D_Reported_Life ≥ 1/24のときに1をとる順序カテゴリー変数である。Cate_D_Dividend_Yield: D_Dividend_Yield < 0のときに-1、D_Dividend_Yield = 0のときに0、D_Dividend_Yield > 0のときに1をとる順序カテゴリー変数である。

イブに関する仮説が支持される証拠を得た。それ以外のインプット情報については、本稿で取り上げた報酬の過小報告ないし報告利益マネジメントの側面から裁量が及んでいることを裏付ける証拠は得られなかった。

6. おわりに

本稿では、SOの公正価値を評価する際に、経営者が評価モデルのインプット情報に裁量的な操作を加えているか否かについて、経営者等に対す

る報酬の過小報告および報告利益マネジメントの視点から分析した。分析の結果、株式報酬型SOの評価においては、株式報酬の規模が大きい企業ほど、予想残存期間が長めに設定され、公正な評価単価が小さく見積もられる傾向にあることが明らかになった。株式報酬型SOの他のパラメータおよび通常型SOについては、経営者がインプット情報を裁量的に操作することを裏付ける証拠は得られなかった。

このような結果から、ボラティリティ、無リスク金利、予想配当利回りについては、計測方法に

関する明示的な原則規定が適用指針11号にあるため、企業はそれらに忠実に依拠した数値を算定する傾向にあるものと推察される。事実、本稿ではインプット情報のバイアスを適用指針11号の規定を基準として計測したが、記述統計量などにおいては、そこからの差異が僅かであるケースの存在が確認されている。こうした傾向は、適用指針11号が裁量の余地を抑制することと整合しているとも解釈できよう。あるいは、これら3つのインプット情報について、経営者は適用指針11号に規定された手続きを簡便に実施し、裁量を及ぼすというコストをかけずに数値を算定ないし選択しているのかもしれない。さらに、このように指針の原則規定に則るがゆえに、適時開示制度における予想配当情報が存在するにもかかわらず、それが活用されていないケースがあることも本稿の分析で確認されている。

他方で、予想残存期間の見積もりについては、合理的見積もりが困難な場合は、付与日から権利行使期間の中間点までの期間とする規定が適用指針11号に存在し、大半の企業がこの期間を選択している一方、一部の企業では裁量的な操作が加えられている可能性が示唆された。ただし、SOの条件の一つである権利行使期間について、その設計段階で実体的な調整を加えてまで、中間点までの期間を操作することはしないようである。

以上の結果については、公正価値ヒエラルキーの考え方からも眺めることができよう。ただし、市場で売買されないSOの公正価値について、市場参加者の観点から考察することには限界がある点には注意が必要である（田代、2014）。まず、4つのインプットのうち、予想残存期間の見積もりについては、まさにレベル3に該当するものであり、本稿でも裁量的な調整の対象となっていることが確認されている。これに対して、ボラティリティ、無リスク金利については、所与ないし前

提とされる予想残存期間がレベル3である点を除けば、基本的にはレベル2に該当するケースが多いインプットであり、これらについては恣意性の介入は確認されていない。また、予想配当利回りについては、レベル3に該当するけれども、指針通りの簡便な算定手続きが採用されていると解釈されよう。

最後に、本稿では、報酬の過小報告インセンティブおよび報告利益マネジメント・インセンティブの2つの側面からSOの公正価値評価に対する裁量行動の検証を行ったが、証拠が析出されたのは、報酬の過小報告インセンティブに関するものだけであった。日本においては、ストック・オプションの規模自体は欧米諸国と比べてまだ小さく、利益に対するインパクトはそれほど大きくないため、報告利益マネジメントの側面からは証拠が得られにくいものと推察される。その点、主に取締役や執行役員などの経営幹部に付与されることの多い株式報酬型SOについてのみ、裁量行動の証拠が析出されたことは、株主等からの批判回避を目的とする報酬の過小報告インセンティブと首尾良く合致している。

《参考文献》

- Aboody, D., Barth, M.E., Kasznik, R., 2006. Do firms understate stock option-based compensation expense disclosed under SFAS 123? *Review of Accounting Studies* 11, 429-461.
- 新井富雄・渡部茂・太田智之, 1999. 『資本市場とコーポレート・ファイナンス』, 中央経済社.
- Balsam, S., Mozes, H.A., Newman, H.A., 2003. Managing pro forma stock option expense under SFAS No. 123. *Accounting Horizons* 17, 31-45.
- Bartov, E., Mohanram, P., Nissim, D., 2007. Managerial discretion and the economic determinants of the disclosed volatility parameter for valuing ESOs. *Review of Accounting Studies* 12, 155-179.
- Black, F., Scholes, M., 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81, 637-659.
- Burgstahler, D.C., Dichev, I.D., 1997. Earnings management to

- avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24, 99-126.
- Choudhary, P., 2011. Evidence on differences between recognition and disclosure: A comparison of inputs to estimate fair values of employee stock options. *Journal of Accounting and Economics* 51, 77-94.
- DeAngelo, L., 1986. Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review* 61, 400-420.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., 1991. Executive incentives and the horizon problem: An empirical investigation. *Journal of Accounting and Economics* 14, 51-89.
- Haug, E.G., 2007. *The Complete Guide to Option Pricing Formulas*, 2nd Edition. McGraw-Hill Education.
- Hodder, L., Mayew, W.J., McAnally, M.L., Weaver, C.D., 2006. Employee stock option fair-value estimates: Do managerial discretion and incentives explain accuracy? *Contemporary Accounting Research* 23, 933-975.
- 伊藤敬介・荻島誠治・諏訪部貴嗣, 2009. 『新・証券投資論 [II] 一実務篇一』, 日本経済新聞出版社.
- Johnston, D., 2006. Managing stock option expense: The manipulation of option-pricing model assumptions. *Contemporary Accounting Research* 23, 395-425.
- Jones, J., 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.
- 小林啓孝, 2003. 『デリバティブとリアル・オプション』, 中央経済社.
- 草野真樹, 2013. 「公正価値評価の拡大と会計の契約支援機能」, IMES Discussion Paper Series No. 2013-J-9.
- Luenberger, D.G., 2014. *Investment Science*, 2nd Edition. Oxford University Press. (邦訳 今野浩・鈴木賢一・批々木規雄, 2015. 『金融工学入門』, 第2版, 日本経済新聞出版社.)
- Merton, R.C., 1973. Theory of rational option pricing. *Bell Journal of Economics and Management Science* 4, 141-183.
- 野口晃弘, 2015. 「ストック・オプションの新たな展開」『企業会計』第67巻第9号, 4-5.
- 椎葉淳・瀧野一洋, 2010. 「ストック・オプションの評価誤差：理論・実証研究からの示唆」, NUCB *Journal of Economics and Information Science* 54, 89-107.
- 首藤昭信, 2014. 「公正価値情報の実証的評価」, 北村敬子『財務報告における公正価値測定』, 中央経済社, 277-294.
- 杉山正樹・渡部潔, 2007. 『ストック・オプションの評価実務』, 中央経済社.
- 田代樹彦, 2014. 「資本会計における公正価値測定」, 北村敬子『財務報告における公正価値測定』, 中央経済社, 227-236.
- Willis Towers Watson, 2016. 「株式報酬の導入状況 主流は株式報酬型ストックオプションへ」 <https://www.willistowerswatson.com/ja-JP/press/2016/01/Towers-Watson-Japan-StPock-option-implementation-status> (2016年1月5日付).
- 山下克之, 2014. 「株式報酬型ストック・オプションに関する一考察」『追手門経済・経営研究』第21号, 19-30.
- Yermack, D., 1998. Companies' modest claims about the value of CEO stock option awards. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 10, 207-226.
- 税理士法人AKJパートナーズ, 2012. 『立場別・ステージ別ストック・オプションの活用と実務』, 第2版, 中央経済社.

《注》

- 1) ただし、2016年度の税制改正および会社法解釈の整理を受けて、現在では、我が国でも譲渡制限株式 (restricted stock) の導入が解禁されている。そもそも日本企業において株式報酬型SOが発行されているのは、現物株式を報酬として直接交付することに関して、従来、会社法上の解釈が定まっていなかつたため、それと同等の効果を持つものとして、権利行使価格を1円とするSOの発行という手段が実務的に取られていたからである。
- 2) Black and Scholes(1973)のモデルは、Merton(1973)によって配当利回りを組み込んだモデルへと拡張されている。
- 3) SOの公正価値評価に関する実証研究のレビューについては、椎葉・瀧野(2010)および草野(2013)に詳しい。
- 4) 小林(2003)、Haug(2007)、伊藤ほか(2009)、Luenberger(2014)を参考にしている。
- 5) (2)式から(5)式はそれぞれ、オプション価格の感応度に関するグリークス(Greeks)におけるマイナスのシータ、ベガ、ロー、ファイに相当する。なお、これらオプションに関する公式については、Haug(2007)が極めて参考になる。
- 6) ここでは、実質的な報酬金額は所与とした上で、ただし開示される金額自体は小さく抑えたいと経営者が考えるものと想定している。
- 7) 2012年迎りを過ぎてから持続している顕著な低金利(ゼロ金利)が分析結果に及ぼす影響を考慮して、本稿では2009年から2012年までを分析期間としている。
- 8) ただし、上場から間もない企業で、上場後の期間よりも報告予想残存期間が長い場合には、上場後の期間に対応する期間のヒストリカル・ボラティリティに基づいている。
- 9) 3次スプライン関数による補間を用いてイールドカーブを形成する際には、2年、5年、10年、20年、30年、40年を結節点としている。
- 10) 本稿ではゼロ金利の影響をなるべく緩和するよう2010年前後を調査期間としているが、それでも、かなり低い水準であると云わざるを得ない。
- 11) ただし、別の可能性として、企業で実際にボラティリティが計測される際に、異常値を除くなどの調整がなされたり、上場後、間もない企業では、類似企業のボラティリティで代用されたりすることもあるが、本稿ではSO発行企業の過去の利用可能な株価データから一律にヒストリカル・ボラティリティを計算していることが考えられる。
- 12) 例として、過去数期間の配当額の平均値や前々期の配当額を用いるなどのケースがある。

付記

本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。