

転換社債の発行と利益マネジメント

山口 朋 泰

1 はじめに

企業は株式や社債といった証券を発行して、経営に必要な資金を調達することができる。このうち転換社債（convertible bond）は株式と社債の中間的性質を有しており、投資家が予め定められた株価（転換価額）で株式に転換できる権利を持つ社債券である（大木 2012）¹⁾。日本企業にとって、転換社債は重要な資金調達手段の一つとなっている。日本取引所グループの統計資料によれば、2018年における東証上場企業の転換社債による資金調達額は7,202億円に上り、それは公募増資による資金調達額2,456億円の約3倍である²⁾。転換社債を発行する際に企業は転換価額や利率などの条件を決定する必要があり、経営者は自社に有利な条件を設定したいと考えるだろう。社債の利率や転換価額決定の基礎となる株価は直前の利益数値に影響を受けることが知られており、経営者は有利な条件で資金を調達するために転換社債の発行直前に利益を調整する動機を持つ。本稿の目的は、日本企業を対象に、転換社債の発行前年度に経営者が利益を調整したか否かを調査することである。

経営者による意図的な利益の調整は利益マネジメント（earnings management）と呼ばれ、その手段として会計的裁量行動（accounting discretionary behavior）と実体的裁量行動（real discretionary behavior）がある（岡部 1994）。会計上の変更を通じて利益を調整する行動が会計的裁量行動であり、例えば減価償却方法の変更、棚卸資産の評価方法の変更、貸倒引当金の見積もりの変更などがある。これに対して、事業活動の変更を通じて利益を調整する行動が実体的裁量行動であり、例えば押し込み販売、研究開発費や広告宣伝費の削減、固定資産の売却などがある。実体的裁量行動は期中に実行されるのに対し、会計的裁量行動は期末後に実施される。目標利益を達成するために会計的裁量行動と実体的裁量行動のいずれか一方のみに依存するのはリスクが高いため（Roychowdhury 2006）、経営者はそれらの両方の実施を検討するはずである。したがって、会計的裁量行動と実体的裁量行動の両方を分析することで経営者による利益マネジメント行動の全体像を把握できる。そこで、本稿では利益マネジメントの手段として会計的裁量行動と実体的裁量行動の両方に着目する。

証券発行と利益マネジメントの関係性を調査した先行研究の多くは、公募増資に焦点を当ててい

-
- 1) 転換社債は、会社法では転換社債型新株予約権付社債と呼ばれるが、本稿では「転換社債」で統一している。
 - 2) これらの資金調達額は、日本取引所グループの統計資料「上場会社資金調達額」のデータを利用して筆者が算定した（<https://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/misc/06.html>）。具体的には、転換社債による資金調達額は国内調達額40,088百万円と国外調達額680,170百万円を合計し、公募増資による資金調達額は株式公募による調達額401,625百万円から新規公開分156,012百万円を差し引いて計算した。

る。例えば, Rangan (1998), Teoh et al. (1998), Shivakumar (2000), 及び DuCharme et al. (2004) は, 米国企業の経営者が公募増資前に利益増加型の会計的裁量行動を実施したことを明らかにしている。また, Cohen and Zarowin (2010) は, 米国企業の経営者が公募増資前に売上操作, 裁量的支出の削減及び過剰生産という3タイプの利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示唆している。日本企業を対象とした分析でも, 経営者が公募増資前に利益増加型の会計的裁量行動を実施したことが明らかにされている (首藤 2010; 高原 2012; 山口 2019)。

社債発行と利益マネジメントの関係を調査した研究としては, 米国企業を対象とした Legoria et al. (1999) と日本企業を対象とした首藤 (2010) と山口 (2019) がある。Legoria et al. (1999) は社債発行年度において利益増加型の会計的裁量行動が実施されたことを示唆している。首藤 (2010) は経営者が社債発行前年度に会計的裁量行動を利用して利益ベンチマークを達成すると予測して分析を行ったが, 当該予測と整合的な結果を得ていない。山口 (2019) は経営者が普通社債の発行前年度に利益増加型の会計的裁量行動と実体的裁量行動を実施したことを示唆している。

転換社債と利益マネジメントの関係を調査した研究はほとんどないが, Chou et al. (2009) と Chang et al. (2010) がそれらの関係を検証している。Chou et al. (2009) は米国企業の経営者が転換社債発行の前年度に利益増加型の会計的裁量行動を実施したこと, 転換社債発行の前年度に利益増加型の会計的裁量行動を実施した企業はその後に経営成績や株価パフォーマンスが悪化することを示唆している。Chang et al. (2010) は, 台湾企業の経営者が転換社債発行の前年度において利益増加型の会計的裁量行動を実施した証拠を得ている。また Chang et al. (2001) は, エンロンの会計不正発覚後の2002年以降において, 台湾国外で転換社債を発行した企業が, 台湾国内で転換社債を発行した企業よりも利益増加型の会計的裁量行動を実施しないことと整合的な結果を得ている。

本稿の貢献は以下の2点である。第1に, 本稿は日本企業を対象として転換社債と利益マネジメントの関係を調査した最初の研究である。社債発行と利益マネジメントの関係を調査した研究はあるが (首藤 2010; 山口 2019), それらは転換社債に焦点を当てたものではない。転換社債の発行において経営者は利率だけではなく転換価額も意識するため, 普通社債の発行よりも強い利益マネジメントのインセンティブとなるかもしれない。本稿では日本企業を対象に転換社債と利益マネジメントの関係を解明することで, 日本企業を対象とした利益マネジメント研究に寄与する。第2に, 転換社債と利益マネジメントを調査した先行研究 (Chou et al. 2009; Chang et al. 2010) は利益マネジメントの手段として会計的裁量行動のみに焦点を当てており, 転換社債と実体的裁量行動の関係は未だに明らかになっていない。本稿は, 利益マネジメントの手段として実体的裁量行動にも着目して転換社債との関係を調査することで, 転換社債発行前の利益マネジメント行動を包括的に解明する。

本稿は以下のように構成される。第2節では先行研究をレビューし, 仮説を設定する。第3節ではリサーチ・デザインを説明する。第4節では分析結果を示し, 第5節では追加的検証の結果を提示する。第6節ではまとめと今後の課題について述べる。

2 先行研究と仮説の設定

2.1 先行研究のレビュー

理論研究のモデルによれば、普通社債と条件付株式という2つの特徴を持つ転換社債は、一定の条件下で、企業が外部資金調達時に直面する情報の非対称性の問題とエージェンシー問題を緩和することができる（Green 1984; Stein 1992; Mayers 1998）。また、これらのモデルでは、適切に設計された転換社債の発行は経営者の投資インセンティブを改善させるのに有効であり、企業価値を最大化する投資意思決定を促すとされる（Lewis et al. 2001）。

しかしながら、実証研究の多くはそうした主張とは異なる結果を示している。例えば、McLaughlin et al. (1998) や Lewis et al. (2001) は、転換社債の発行企業が非発行企業と比べて将来的に低い経営成績や株価パフォーマンスを示すことを明らかにしている。

転換社債発行後の業績悪化は、転換社債発行前の利益マネジメントに起因している可能性がある。その予測と一致して、Chou et al. (2009) は米国企業の経営者が転換社債発行の前年度に利益増加型の会計的裁量行動を実施したこと、転換社債発行の前年度に利益増加型の会計的裁量行動を実施した企業はその後に経営成績や株価パフォーマンスが悪化することを示唆している。Chang et al. (2010) も、台湾企業の経営者が転換社債発行の前年度において利益増加型の会計的裁量行動を実施したことと整合的な結果を得ている。

2.2 仮説の設定

転換社債は、投資家が予め定められた株価（転換価額）で株式に転換できる権利を持つ社債券である。投資家は、転換社債発行企業の株価が転換価額を上回った場合には、株式に転換して株式市場で売却することで利益を得ることができる。転換社債発行企業の株価が転換価額を上回らない場合には、社債のまま保有し、満期まで利子を受け取り、満期日に元本の返済を受けることになる。また、転換社債の価格は株価に連動して動くため、株価が上昇して転換社債の価格も上がれば、転換社債自体を売買することによっても利益を得ることができる。このように、投資家にとって転換社債は「社債としての確実性」と「株式の値上がり期待」を併せ持ったものである（中島 2015）。ただ、株式転換のオプションがあるため、転換社債の利率は普通社債の利率よりも低めに設定される（大木 2012）。

転換社債を発行する際、経営者は転換価額と利率を決定する必要がある。企業にとっては、転換社債が株式に転換されれば負債が消えて自己資本が増加するというメリットがある（土屋 2017）。このメリットだけを考えれば、株式への転換を促すために、より低い転換価額が企業にとって望ましいということになる。しかしながら、株式に転換されると、株式の希薄化を通じて株価が低下する可能性があり、また将来の配当負担が増大するなどのデメリットもある（中島 2015; 土屋 2017）。さらに言えば、転換社債は普通社債よりも金利負担の少ない資金調達手段であるため、経営者は投資家が転換社債を株式に転換するよりも社債として保有し続けることを望むかもしれない。結果として、経営者は株式への転換を抑制するために、より高い転換価額を好む可能

性がある。

転換価額は条件決定日の株価に対して一定のアップ率を加味して決定されることが多く³⁾、条件決定日の株価の上昇は転換価額の上昇につながりやすい。したがって、条件決定日の株価が高いほど、それに応じて転換価額も高くなり、将来的に転換社債が株式に転換される機会をより制限し、ひいては株式の希薄化を抑制すると考えられる。それゆえ、経営者は転換社債の発行前に株価を高めるインセンティブを持ちそうである。株価は利益数値に影響を受けるため（例えば、Beaver 1968; Morse 1981; 桜井 1991）、経営者は転換価額を高める目的で利益増加型の利益マネジメントを実施する可能性がある。

また、利益率が高いほど債券の格付けが高くなり、社債の利率が低下することも明らかになっている（Jiang 2008; 首藤 2008）。そもそも転換社債は普通社債よりも利率が低い傾向にあるが、経営者は転換社債の利率をさらに低下させる目的で、転換社債の発行直前に利益を上方に調整する可能性がある。

上記の議論をまとめると、転換社債を発行する企業の経営者は、転換価額を高く設定する目的や利率を低く設定する目的で、転換社債の発行直前に利益増加型の利益マネジメントを実施する可能性がある。そこで、以下の仮説1と仮説2を設定する。

仮説1 転換社債発行前年度に、経営者は利益増加型の会計的裁量行動を実施する。

仮説2 転換社債発行前年度に、経営者は利益増加型の実体的裁量行動を実施する。

3 リサーチ・デザイン

3.1 会計的裁量行動の測定

本稿では、会計的裁量行動の代理変数として、会計発生高（accruals）の裁量部分である裁量的会計発生高（discretionary accruals）を用いる。裁量的会計発生高を推計するために、営業活動によるキャッシュ・フロー（CFO）の変化を独立変数に含むCFO修正ジョーンズ・モデル（Kasznik 1999）を利用する。

$$ACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha(1/A_{i,t-1}) + \beta_1((\Delta S_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}) + \beta_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_3(\Delta CFO_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで、

ACC = 会計発生高（当期純利益 - 営業活動によるキャッシュ・フロー）

A = 期末総資産

ΔS = 売上高の変化

ΔREC = 売上債権の変化

3) 転換価額が株価の変動に応じて修正される修正条項付転換社債型新株予約権付社債（MSCB）もある。

PPE = 有形固定資産

ΔCFO = 営業活動によるキャッシュ・フローの変化

i = 企業

t = 年

ε = 誤差項

式(1)の係数を同産業・同年度に属する企業群ごとに最小二乗法で推定し、得られた係数を用いて予測値を求め、これを非裁量的会計発生高 (non-discretionary accruals) とする。次に、各企業一年の会計発生高から非裁量的会計発生高を控除して、裁量的会計発生高 (*abACC*) を算出する。なお、本稿のすべての分析において、産業分類には日経業種分類の中分類を用いる。

3.2 実体的裁量行動の測定と合成尺度の作成

本稿では、先行研究 (例えば, Roychowdhury 2006; Cohen and Zarowin 2010; Zang 2012) に依拠して、売上操作、裁量的支出の削減及び過剰生産という3タイプの利益増加型の実体的裁量行動に焦点を当てる。売上操作や過剰生産は異常に低いCFOや異常に高い製造原価をもたらす、裁量的支出の削減は異常に高いCFOや異常に低い裁量的費用をもたらす (Roychowdhury 2006)。これらの実体的裁量行動がCFOに与える正味の影響は定かではないが、先行研究 (Roychowdhury 2006; Pan 2009; 山口 2009) では利益ベンチマーク達成のための利益マネジメントが疑われる企業に対して売上操作や過剰生産を示唆する異常に低いCFOが観察されている。そのため、Ge and Kim (2014) や山口 (2011; 2019) といった先行研究と同様に、CFOを売上操作と過剰生産の代理変数として取り扱うことにする。3タイプの実体的裁量行動を測定するために、Dechow et al. (1998) のモデルに基づいてRoychowdhury (2006) が使用した以下のCFO、裁量的費用及び製造原価のモデルを推定する。

$$CFO_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$DE_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(S_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$PD_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_3(\Delta S_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

ここで、

CFO = 営業活動によるキャッシュ・フロー

$DE =$ 裁量的費用（研究開発費 + 広告・宣伝費 + 拡販費・その他販売費 + 役員報酬 + 人件費・福利厚生費）⁴⁾

$PD =$ 製造原価（売上原価 + 期末棚卸資産 - 期首棚卸資産）

$S =$ 売上高

まず式(2)から式(4)の係数を同産業・同年度に属する企業群ごとに最小二乗法で推定し、得られた係数を用いて予測値を算定し、これを正常な事業活動による値とする。次に、実際の値から予測値を控除することで、事業活動の異常な部分を推計する。この異常な部分をそれぞれ異常CFO、異常裁量的費用、異常製造原価とする。そして、異常CFOと異常裁量的費用の値に-1を乗算したものをそれぞれ $abCFO$ と $abDE$ とし、異常製造原価の値を $abPD$ とする。こうすることで、各代理変数の値が高いほど、利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示すようになる。つまり、 $abCFO$ や $abPD$ が高いほど売上操作と過剰生産を実施し、 $abDE$ が高いほど裁量的支出を削減した、と解釈できる。

また、3タイプの利益増加型の実体的裁量行動を総合的に捕捉するために、合成尺度の $REMI$ と $REM2$ を作成する。 $REMI$ は $abCFO$ 、 $abDE$ 及び $abPD$ の合計で（Zhao et al. 2012; Ge and Kim 2014; 山口 2019）、 $REM2$ は $abDE$ と $abPD$ の合計である（Cohen and Zarowin 2010; Zang 2012; Zhao et al. 2012; 山口 2019）。 $REM2$ において $abCFO$ を加算しない理由は、 $abCFO$ と $abPD$ の合算による売上操作と過剰生産の二重計上を回避するためである。

3.3 仮説の検証方法

仮説を検証するために、以下の式(5)を最小二乗法で推定する。

$$EM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t-1} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 SEO_{i,t} + \beta_5 BOND_{i,t} + \beta_6 CON_BOND_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

ここで、

$EM = abACC, abCFO, abDE, abPD, REM1, REM2$

$SIZE =$ 期末時点の株式時価総額の自然対数

$MTB =$ 期末時点の時価簿価比率

$NI =$ 期首総資産で基準化した当期純利益

$SEO =$ 次年度に公募増資があれば1、それ以外は0とするダミー変数

$BOND =$ 次年度に普通社債発行があれば1、それ以外は0とするダミー変数

4) 裁量的費用についてRoychowdhury (2006)は、販売費及び一般管理費、研究開発費及び広告宣伝費の合計額として定義している。しかし、日本の会計基準において広告宣伝費は販売費及び一般管理費に含まれている。本稿では山口 (2009) に依拠して、研究開発費、そして販売費及び一般管理費の内訳である広告・宣伝費、拡販費・その他販売費、役員報酬、人件費・福利厚生費のデータを収集し、その合計額を裁量的費用として定義した。

CON_BOND = 次年度に転換社債発行があれば1, それ以外は0とするダミー変数

従属変数のEMは利益マネジメントの代理変数であり, $abACC$, $abCFO$, $abDE$, $abPD$, $REMI$ 及び $REM2$ を用いてそれぞれ推定する。 $SIZE$, MTB 及び NI はそれぞれ規模, 成長性及び業績が利益マネジメントに与える影響をコントロールする変数であり, 同産業・同年度に属する企業群の平均値との差を用いる (Roychowdhury 2006; Zang 2012)。また, 転換社債以外の証券発行が利益マネジメントに与える影響をコントロールするために, 山口 (2019) に依拠して公募増資に関するダミー変数 SEO と普通社債の発行に関するダミー変数 $BOND$ を独立変数に加えている。 CON_BOND が本稿で注目する転換社債の発行を意味するダミー変数である。仮説1と仮説2では転換社債の発行前年度に経営者が利益増加型の利益マネジメントを実施すると予測しているため, CON_BOND の係数の期待符合は正である。

3.4 サンプルとデータ

サンプルは2000年から2013年までの期間で, 以下の要件を満たすものを使用する。

- (1) 日本のいずれかの証券取引所に上場しているか, 店頭市場に登録している。
- (2) 銀行業, 証券業, 保険業に属していない。
- (3) 決算日が3月31日である。
- (4) 決算月数が12カ月である。
- (5) 日本の会計基準を採用している。
- (6) 債務超過ではない⁵⁾。
- (7) 同産業・同年度の中に, 8企業-一年以上の観測値がある。
- (8) 分析に必要なデータが使用するデータ・ベースから入手できる。

財務データと株価データは『NEEDS-FinancialQUEST』(日経メディアマーケティング) から入手した。なお, 財務データは連結財務諸表の値を使用する。また, 証券発行データについては『日経NEEDS 企業ファイナンス関連データ』(日経メディアマーケティング) の時価発行増資, 普通社債及び転換社債の発行データをそれぞれ利用する。要件を満たすサンプルは26,917企業-年となった。そのうち, 次年度に転換社債を発行した企業-年 (すなわち, $CON_BOND=1$) は499企業-年で, サンプル全体の1.85%を占めている⁶⁾。

表1は, 転換社債を発行したサンプル企業の数や年度別と産業別に整理したものである。パネルAは年度別の転換社債発行企業数を示している。2000年から2002年まではほぼ横ばいで, 2003

5) 時価簿価比率が負になり, 適切な値が算定できないため, 債務超過企業は除外している。

6) 例えば, 2000年3月31日が決算日の企業に関して, 2000年4月1日から2001年3月31日までの間に転換社債を発行していれば $CON_BOND=1$ としている。なお, 次年度に公募増資を実施した企業-年 (すなわち, $SEO=1$) は344企業-年であり, 次年度に普通社債を発行した企業-年 (すなわち, $BOND=1$) は2,423企業-年である。

表1 転換社債発行企業数

パネルA：年度別の転換社債発行企業数					
年度	全観測値	転換社債発行企業数	全転換社債発行企業 に対する比率 (%)	全観測値に対する比率 (%)	
2000	1,633	31	6.21	1.90	
2001	1,704	24	4.81	1.41	
2002	1,914	27	5.41	1.41	
2003	1,944	56	11.22	2.88	
2004	1,942	99	19.84	5.10	
2005	1,961	85	17.03	4.33	
2006	1,989	57	11.42	2.87	
2007	2,024	23	4.61	1.14	
2008	2,051	17	3.41	0.83	
2009	2,050	20	4.01	0.98	
2010	1,979	11	2.20	0.56	
2011	1,944	8	1.60	0.41	
2012	1,897	14	2.81	0.74	
2013	1,885	27	5.41	1.43	
合計	26,917	499	100.00		
パネルB：産業別の転換社債発行企業数					
年度	全観測値	転換社債発行企業数	全転換社債発行企業 に対する比率 (%)	全観測値に対する比率 (%)	
食品	1,117	3	0.60	0.27	
繊維	620	8	1.60	1.29	
パルプ・紙	262	3	0.60	1.15	
化学	2,005	18	3.61	0.90	
医薬品	489	5	1.00	1.02	
石油	32	0	0.00	0.00	
ゴム	247	1	0.20	0.40	
窯業	608	9	1.80	1.48	
鉄鋼	694	13	2.61	1.87	
非鉄金属製品	1,230	15	3.01	1.22	
機械	2,241	51	10.22	2.28	
電気機器	2,756	72	14.43	2.61	
自動車	1,003	26	5.21	2.59	
輸送用機器	172	5	1.00	2.91	
精密機器	520	17	3.41	3.27	
その他製造	914	11	2.20	1.20	
鉱業	24	0	0.00	0.00	
建設	1,872	33	6.61	1.76	
商社	2,992	45	9.02	1.50	
小売業	900	20	4.01	2.22	
その他金融	334	22	4.41	6.59	
不動産	580	26	5.21	4.48	
鉄道・バス	414	9	1.80	2.17	
陸運	394	11	2.20	2.79	
海運	213	7	1.40	3.29	
倉庫	459	5	1.00	1.09	
通信	221	5	1.00	2.26	
電力	148	0	0.00	0.00	
ガス	61	0	0.00	0.00	
サービス	3,395	59	11.82	1.74	
合計	26,917	499	100.00		

注) 同一年度に複数回の転換社債を発行しても1企業として数えている。

年から一時的に増加したが、2004年を頂点にその後は減少傾向にある⁷⁾。2004年には99の企業が転換社債を発行しており、それは2004年の全観測値の5.10%に相当する。

パネルBは産業別の転換社債発行企業数を示している。電気機器が72（全転換社債発行企業の14.43%）で最も多く、サービスが59（同11.82%）、機械が51（同10.22%）となっている。ただし、産業内の全観測値に対する比率で見ると、その他金融の6.59%が最も高く、不動産の4.48%、海運の3.29%がそれに続いている。

4 分析結果

4.1 記述統計量

表2は、式(5)における変数の記述統計量を示している。なお、本稿の分析ではすべての連続変数について、異常値処理のため1パーセント以下の値を1パーセントの値に、99パーセント以上の値を99パーセントの値に置き換える処理（winsorizing）をしている。列(1)は全観測値に対する記述統計量である。定義上、利益マネジメントの代理変数である $abACC$ 、 $abCFO$ 、 $abDE$ 、 $abPD$ 、 $REMI$ 及び $REM2$ の平均値は0に近く、同産業・同年度に属する企業群の平均値との差を取っている $SIZE$ 、 MTB 及び NI の平均値も比較的0に近い値となっている。 SEO と $BOND$ の平均値は、次年度に公募増資する企業と普通社債発行をする企業が、それぞれサンプル企業の約1.3%と約9.0%であることを示している。また CON_BOND の平均値は、サンプル企業の約1.9%が次年度に転換社債を発行することを示している。

列(2)は次年度に転換社債を発行しない企業一年に対する記述統計量であり、列(3)は次年度に転換社債を発行する企業一年に対する記述統計量である。転換社債発行企業の $abCFO$ 、 $abPD$ 、 $REMI$ 及び $REM2$ の平均値と中央値は、非転換社債発行企業のそれらと比べて1%水準で有意に高い。これらの結果は、転換社債発行企業が非転換社債発行企業よりも利益増加型の実体的裁量行動を実施したことと整合的である。ただ、会計的裁量行動の代理変数である $abACC$ と裁量的支出削減の代理変数である $abDE$ に関しては、非転換社債発行企業と転換社債発行企業の間有意な差は観察されなかった。いずれにしても、これらの結果はあくまでも単変量の比較に基づくものであり、利益マネジメントに影響を与える他の要因をコントロールしていないため、これらの要因をコントロールした重回帰分析が必要である。

$SIZE$ 、 MTB 及び NI の平均値と中央値は、非転換社債発行企業と転換社債発行企業の間に1%水準で有意な差がある。具体的には、転換社債発行企業は非転換社債発行企業よりも高い値の $SIZE$ と MTB 、低い値の NI を有している。これらの結果は、転換社債発行企業は産業内で相対的に規模が大きく、株式市場からの成長期待が高く、収益性が低いことを示唆している。

また転換社債発行企業の SEO と $BOND$ の平均値と中央値は、 SEO に関して10%水準で、 $BOND$

7) 転換社債は、株価が上昇傾向にある時には、投資家の人気が高まりやすいため、発行しやすくなる（中島 2015）。日経平均株価（東証株価指数）は2003年3月末に7,972.71円（788.00）、2004年3月末に11,715.39円（1,179.23）、2005年3月末に11,668.95円（1,182.18）であり、表1の転換社債発行企業数が2003年度から2004年度にかけて増加したことに符合している。

に関して1%水準で、非転換社債発行企業のそれらよりも有意に高い。このことは、非転換社債発行企業と比べて、転換社債発行企業が公募増資や普通社債発行も同一年度を実施した傾向があることを暗示する。具体的に言えば、転換社債発行企業のBOND (SEO) の平均値は0.174 (0.022) であり、それは転換社債発行企業の実に17.4% (2.2%) が普通社債発行 (公募増資) も同一年度を実施したことを示している。

表2 記述統計量

	(1) 全観測値 (N=26,917)		(2) 非転換社債発行企業 (N=26,418)		(3) 転換社債発行企業 (N=499)	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
<i>abACC</i>	-0.004	-0.001	-0.004	-0.001	-0.003	-0.000
<i>abCFO</i>	-0.000	0.001	-0.000	0.000	0.016***	0.010***
<i>abDE</i>	0.001	0.009	0.001	0.009	0.004	0.008
<i>abPD</i>	0.001	0.012	0.000	0.011	0.022***	0.027***
<i>REMI</i>	0.001	0.020	0.000	0.019	0.045***	0.047***
<i>REM2</i>	0.001	0.020	0.001	0.020	0.026***	0.038***
<i>SIZE</i>	-0.000	-0.170	-0.013	-0.182	0.690***	0.670***
<i>MTB</i>	-0.062	-0.228	-0.068	-0.232	0.255***	-0.029***
<i>NI</i>	0.001	0.004	0.001	0.004	-0.013***	-0.002***
<i>SEO</i>	0.013	0.000	0.013	0.000	0.022*	0.000*
<i>BOND</i>	0.090	0.000	0.088	0.000	0.174***	0.000***
<i>CON_BOND</i>	0.019	0.000				

注) ***, **, *は各変数に関して非転換社債発行企業の値と転換社債発行企業の値の差がそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している (両側検定)。平均値の差はt検定によるt値に基づき, 中央値の差はウィルコクソン順位和検定によるz値に基づいている。Nは観測値数を示している。変数の定義は本文を参照。

4.2 相関係数

表3は、式(5)で使用する変数間の相関係数を示している。*CON_BOND*は*abCFO*, *abPD*, *REMI*及び*REM2*と正かつ1%水準で有意な相関係数を示している。この結果は、次年度に転換社債を発行する企業が、より高い水準の実体的裁量行動と相関していることを示唆する。一方で*CON_BOND*は、*abACC*や*abDE*とは統計的に有意な相関係数を示していない。これらの結果は、表2の記述統計量において転換社債発行企業と非転換社債発行企業を比較した結果と首尾一貫している。なお、独立変数間で最も高い相関係数 (*SIZE*と*MTB*の相関係数) は0.296であり、重回帰分析において多重共線性の懸念は小さいと考えられる。

表3 相関係数表

	<i>abACC</i>	<i>abCFO</i>	<i>abDE</i>	<i>abPD</i>	<i>REMI</i>	<i>REM2</i>	<i>SIZE</i>	<i>MTB</i>	<i>NI</i>	<i>SEO</i>	<i>BOND</i>
<i>abCFO</i>	0.318***										
<i>abDE</i>	0.059***	0.058***									
<i>abPD</i>	0.067***	0.294***	0.778***								
<i>REMI</i>	0.152***	0.478***	0.825***	0.955***							
<i>REM2</i>	0.068***	0.223***	0.901***	0.972***	0.960***						
<i>SIZE</i>	-0.053***	-0.090***	-0.085***	-0.107***	-0.118***	-0.105***					
<i>MTB</i>	0.036***	-0.095***	-0.096***	-0.176***	-0.165***	-0.158***	0.296***				
<i>NI</i>	0.420***	-0.380***	-0.041***	-0.200***	-0.241***	-0.153***	0.224***	0.153***			
<i>SEO</i>	0.026***	-0.002	-0.007	-0.005	-0.005	-0.006	0.022***	0.034***	0.032***		
<i>BOND</i>	0.017***	0.024***	-0.011*	0.006	0.007	0.000	0.177***	0.011*	-0.015**	0.014**	
<i>CON_BOND</i>	0.001	0.041***	0.008	0.024***	0.031***	0.020***	0.061***	0.043***	-0.043***	0.011*	0.040***

注) $N=26,917$ 。***, **, *はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している(両側検定)。変数の定義は本文を参照。

4.3 仮説の検証結果

表4は、仮説を検証するために式(5)を推定した結果を示している。*CON_BOND*の係数は、従属変数が*abACC*の時に正かつ1%水準で有意な値となっている。この結果は仮説1を支持し、経営者が転換社債発行前年度に利益増加型の会計的裁量行動を実施したことを示唆する。これは、米国企業を対象としたChou et al. (2009) や台湾企業を対象としたChang et al. (2010) と同様の調査結果である。

実体的裁量行動についても同様の結果が得られている。具体的には、従属変数が*abCFO*や*abPD*の時も*CON_BOND*の係数は1%水準で有意な正の値を示しており、経営者が転換社債発行前年度に売上操作や過剰生産といった利益増加型の実体的裁量行動を実施したと整合的である。また従属変数が*abDE*の時に、*CON_BOND*の係数は正かつ5%水準で有意な値を示しており、転換社債発行前年度に経営者が裁量的支出の削減を通じて利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示唆する。さらに、実体的裁量行動の合成尺度である*REMI*と*REM2*が従属変数の時も、*CON_BOND*の係数は1%水準で有意な正の値となっており、経営者が社債発行前年度に利益増加型の実体的裁量行動を実施したと整合的である。これらの結果は仮説2を支持するものである。

表4 仮説の検証結果

	<i>abACC</i>	<i>abCFO</i>	<i>abDE</i>	<i>abPD</i>	<i>REMI</i>	<i>REM2</i>
定数項	-0.005*** (-11.38)	-0.000 (-0.82)	0.000 (0.15)	-0.001 (-0.31)	-0.001 (-0.30)	-0.001 (-0.18)
<i>SIZE</i>	-0.005*** (-17.27)	0.000 (0.08)	-0.003*** (-3.22)	-0.002* (-1.77)	-0.005** (-2.25)	-0.005** (-2.37)
<i>MTB</i>	0.001 (1.16)	-0.002*** (-3.48)	-0.005*** (-4.30)	-0.017*** (-7.67)	-0.024*** (-6.88)	-0.022*** (-6.84)
<i>NI</i>	0.437*** (40.22)	-0.430*** (-34.88)	-0.021 (-1.07)	-0.444*** (-12.28)	-0.906*** (-15.48)	-0.470*** (-8.72)
<i>SEO</i>	0.005** (2.20)	0.005 (1.54)	-0.002 (-0.34)	0.006 (0.60)	0.011 (0.77)	0.005 (0.38)
<i>BOND</i>	0.008*** (8.02)	0.003*** (2.62)	-0.000 (-0.01)	0.004 (1.14)	0.007 (1.29)	0.004 (0.75)
<i>CON_BOND</i>	0.009*** (3.90)	0.010*** (3.18)	0.007** (2.20)	0.022*** (3.83)	0.042*** (4.33)	0.029*** (3.51)
Adjusted <i>R</i> ²	0.203	0.147	0.013	0.063	0.077	0.044

注) *N*=26,917。***, **, *はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している(両側検定)。*t* 値は企業ごとにクラスター補正したRogers (1993) の標準誤差に基づいて計算し、カッコ内に表示している。変数の定義は本文を参照。

4.4 複数タイプの証券を発行した企業による利益マネジメント

仮説の検証では、公募増資、普通社債発行及び転換社債発行を独立したものとして取り扱い、それらが同一年度を実施された状況を考慮しなかった。ただ、いくつかの企業はそれらを同一年度を実施している。実際に、本稿のサンプルにおいて公募増資と普通社債を同一年度に発行した観測値は43企業-年、公募増資と転換社債を同一年度に発行した観測値は11企業-年、普通社債と転換社債を同一年度に発行した観測値は87企業-年、また公募増資、普通社債発行及び転換社債発行を同一年度を実施した観測値が5企業-年存在する。

次年度に2タイプ以上の証券を発行する予定の企業は、当年度に利益を調整することで2タイプ以上の証券の発行条件に影響を与えることができるだろう。それゆえ、2タイプ以上の証券を発行する企業は、1タイプの証券を発行する企業よりも利益増加型の利益マネジメントを実施しそうである。この予測を確かめるために、式(5)の証券発行に関するダミー変数 (*SEO*, *BOND*, *CON_BOND*) を交差項にすることで拡張した以下の式(6)を最小二乗法で推定する。

$$\begin{aligned}
 EM_{i,t} = & \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t-1} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 SEO_{i,t} + \beta_5 BOND_{i,t} + \beta_6 CON_BOND_{i,t} \\
 & + \beta_7 SEO_{i,t} * BOND_{i,t} + \beta_8 SEO_{i,t} * CON_BOND_{i,t} + \beta_9 BOND_{i,t} * CON_BOND_{i,t} \\
 & + \beta_{10} SEO_{i,t} * BOND_{i,t} * CON_BOND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{6}$$

表5は式(6)を推定した結果を示している。従属変数が $abACC$ の時、 $BOND*CON_BOND$ の係数は5%水準で有意な正の値となっている。このことは、普通社債と転換社債を同一年度に発行する企業が、それらのうちいずれか1タイプの証券を発行する企業と比べて、より利益増加型の会計的裁量行動を実施したことを示唆している。また従属変数が $abCFO$ の時、 $SEO*BOND*CON_BOND$ の係数は正かつ10%水準で有意な値を示している。この結果は、公募増資、普通社債発行及び転換社債発行を同一年度を実施する企業が、それらのうちいずれか1タイプないし2タイプの証券を発行する企業よりも売上操作や過剰生産といった利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示唆する。しかし、交差項に関するその他の係数はすべて非有意である。本節の分析結果を要約すれば、限定的ではあるものの、次年度に1タイプよりも2タイプ、そして2タイプよりも3タイプの証券を発行する企業が、より利益増加型の利益マネジメントを実施したと整合的である。

表5 同一年度に複数タイプの証券を発行した場合の検証

	$abACC$	$abCFO$	$abDE$	$abPD$	$REMI$	$REM2$
定数項	-0.005*** (-11.27)	-0.000 (-0.71)	0.000 (0.15)	-0.001 (-0.27)	-0.001 (-0.25)	-0.001 (-0.15)
$SIZE$	-0.005*** (-17.24)	0.000 (0.11)	-0.003*** (-3.22)	-0.002* (-1.77)	-0.005** (-2.25)	-0.005** (-2.36)
MTB	0.001 (1.15)	-0.002*** (-3.50)	-0.005*** (-4.31)	-0.017*** (-7.67)	-0.024*** (-6.89)	-0.022*** (-6.85)
NI	0.437*** (40.22)	-0.430*** (-34.92)	-0.021 (-1.06)	-0.444*** (-12.28)	-0.905*** (-15.48)	-0.470*** (-8.72)
SEO	0.005* (1.87)	0.004 (1.11)	-0.004 (-0.70)	0.001 (0.06)	0.003 (0.20)	-0.002 (-0.12)
$BOND$	0.008*** (7.45)	0.003** (2.20)	0.000 (0.01)	0.003 (0.94)	0.006 (1.07)	0.003 (0.61)
CON_BOND	0.007** (2.52)	0.008** (2.30)	0.008** (2.36)	0.019*** (3.28)	0.038*** (3.75)	0.027*** (3.17)
$SEO*BOND$	-0.002 (-0.40)	0.004 (0.47)	0.012 (1.28)	0.020 (0.94)	0.036 (1.09)	0.032 (1.04)
$SEO*CON_BOND$	0.003 (0.21)	-0.012 (-0.52)	0.018 (0.67)	0.057 (1.33)	0.057 (0.82)	0.072 (1.08)
$BOND*CON_BOND$	0.012** (2.12)	0.011 (1.53)	-0.008 (-0.96)	0.006 (0.35)	0.008 (0.33)	-0.001 (-0.06)
$SEO*BOND*CON_BOND$	0.041 (1.50)	0.068* (1.76)	0.005 (0.16)	0.039 (0.62)	0.123 (1.23)	0.045 (0.51)
Adjusted R^2	0.203	0.147	0.013	0.063	0.077	0.044

注) $N=26,917$ 。***, **, *はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している(両側検定)。 t 値は企業ごとにクラスター補正したRogers (1993)の標準誤差に基づいて計算し、カッコ内に表示している。変数の定義は本文を参照。

5 追加的検証

5.1 利益マネジメントの合成尺度を用いた分析

メインの検証では、会計的裁量行動と実体的裁量行動を個別に取り扱った。本節では、経営者の利益マネジメントを総合的に把握するために、Dou et al. (2018) を参考に、両方の行動に関する包括的な尺度を作成する。具体的には、まず会計的裁量行動の代理変数である *abACC* を0から9に順位付け、0から1の値になるように9で割って *AEM_Rank* とする。次に、実体的裁量行動の代理変数である *REMI* と *REM2* をそれぞれ0から9に順位付け、0から1の値になるように9で割って、それぞれ *REMI_Rank* と *REM2_Rank* とする。そして、*AEM_Rank* と *REMI_Rank* を平均した値を *TEM1* とし、*AEM_Rank* と *REM2_Rank* を平均した値を *TEM2* とする。*TEM1* と *TEM2* は会計的裁量行動と実体的裁量行動に対する包括的な尺度であり、利益マネジメントを総合的に把握する合成尺度となる。

表6は、従属変数として *TEM1* と *TEM2* を用いて、式(5)と式(6)を推定した結果である。*TEM1* と *TEM2* の両方に対して、式(5)の *CON_BOND* の係数は1%水準で有意な正の値を示している。これは、転換社債発行前年度において、経営者が利益増加型の利益マネジメントを実施したことを示唆する。また、*TEM1* と *TEM2* の両方に対して、式(6)の *BOND*CON_BOND* の係数は正かつ有意であり、普通社債と転換社債を同一年度に発行する企業が、それらのうちいずれか1タイプの証券を発行する企業と比べて、より利益増加型の利益マネジメントを実施したことを示唆している。さらに、*TEM1* と *TEM2* の両方に対して、式(6)の *SEO*BOND*CON_BOND* の係数が正かつ有意な値となっている。この結果は、公募増資、普通社債発行及び転換社債発行を同一年度を実施する企業が、それらのうちいずれか1タイプないし2タイプの証券を発行する企業よりも利益増加型の利益マネジメントを実施したことを示唆する。

要するに、表6の結果は表4や表5の結果と首尾一貫しており、本稿の調査結果は利益マネジメントの合成尺度の使用に対して頑健であると判断できる。

5.2 その他の会計発生高モデルに基づいた分析

メインの検証では裁量的会計発生高を推計するためにKasznik (1999) によるCFO修正ジョーンズ・モデルを利用したが、会計発生高については様々なモデルが開発されている。本節では、以下のジョーンズ・モデル (Jones 1991)、修正ジョーンズ・モデル (Dechow et al. 1995)、CFOジョーンズ・モデル (Kasznik 1999) に基づいて裁量的会計発生高を推計し、会計的裁量行動に関する検証結果の頑健性を確認する⁸⁾。なお、裁量的会計発生高の推計手順は式(1)のCFO修正ジョーンズ・モデルと同様である。

8) 本稿では式(5)の *NI* によって総資産純利益率 (ROA) をコントロールしている。そのため、山口 (2019) と同様に、ROA に対するコントロールの重複を避けるために、Kothari et al. (2005) によるROAジョーンズ・モデル、ROA修正ジョーンズ・モデル、あるいはROAによるパフォーマンス・マッチングを通じて推計される裁量的会計発生高を使用しない。

表6 利益マネジメントの合成尺度を用いた検証

	TEMI		TEM2	
定数項	0.495*** (141.31)	0.495*** (141.28)	0.495*** (138.68)	0.495*** (138.63)
SIZE	-0.025*** (-11.08)	-0.025*** (-11.05)	-0.024*** (-10.78)	-0.024*** (-10.76)
MTB	-0.012*** (-3.80)	-0.012*** (-3.83)	-0.013*** (-4.05)	-0.013*** (-4.07)
NI	0.483*** (9.06)	0.483*** (9.04)	0.782*** (14.33)	0.782*** (14.32)
SEO	0.046*** (2.95)	0.039** (2.36)	0.038** (2.50)	0.032** (2.00)
BOND	0.023*** (3.24)	0.020*** (2.76)	0.019*** (2.71)	0.016** (2.30)
CON_BOND	0.064*** (5.03)	0.051*** (3.65)	0.058*** (4.74)	0.047*** (3.52)
SEO*BOND		0.036 (0.93)		0.026 (0.72)
SEO*CON_BOND		-0.046 (-1.21)		-0.036 (-1.05)
BOND*CON_BOND		0.066** (2.14)		0.057* (1.87)
SEO*BOND*CON_BOND		0.230** (2.52)		0.213** (2.18)
Adjusted R ²	0.032	0.032	0.044	0.045

注) N=26,917。***, **, *はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している(両側検定)。t値は企業ごとにクラスター補正したRogers (1993)の標準誤差に基づいて計算し、カッコ内に表示している。変数の定義は本文を参照。

・ ジョーンズ・モデル (Jones 1991)

$$ACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

・ 修正ジョーンズ・モデル (Dechow et al. 1995)

$$ACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha(1/A_{i,t-1}) + \beta_1((\Delta S_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}) + \beta_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

・ CFOジョーンズ・モデル (Kasznik 1999)

$$ACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_3(\Delta CFO_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

表7は、これら3つの会計発生高モデルに基づいて推計された裁量的会計発生高 (*abACC*) を従属変数として式(5)と式(6)を推定した結果を示している。いずれのモデルを用いて*abACC*を推計

した場合も、式(5)のCON_BONDの係数は1%水準で有意な正の値を示している。また、ジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルによるabACCを用いた場合に式(6)のSEO*BOND*CON_BONDの係数が正かつ有意で、CFOジョーンズ・モデルによるabACCを用いた場合に式(6)のBOND*CON_BONDの係数が正かつ有意である。

つまり、表7の結果は表4や表5の結果と似ており、経営者が転換社債発行前年度に利益増加型の会計的裁量行動を実施したことと整合的である。また限定的ではあるが、次年度に1タイプよりも2タイプ、そして2タイプよりも3タイプの証券を発行する企業が、より利益増加型の会計的裁量行動を実施したことを示唆している。

表7 その他の会計発生高モデルに基づいた検証

	abACC					
	ジョーンズ・モデル		修正ジョーンズ・モデル		CFOジョーンズ・モデル	
定数項	-0.005*** (-11.66)	-0.005*** (-11.53)	-0.005*** (-11.91)	-0.005*** (-11.79)	-0.005*** (-11.17)	-0.005*** (-11.05)
SIZE	-0.005*** (-15.66)	-0.005*** (-15.63)	-0.005*** (-15.94)	-0.005*** (-15.91)	-0.005*** (-17.11)	-0.005*** (-17.08)
MTB	0.000 (0.62)	0.000 (0.60)	0.001 (1.20)	0.001 (1.19)	0.000 (0.78)	0.000 (0.77)
NI	0.377*** (29.66)	0.377*** (29.67)	0.407*** (32.76)	0.407*** (32.77)	0.413*** (37.92)	0.413*** (37.93)
SEO	0.004 (1.15)	0.002 (0.62)	0.005 (1.53)	0.004 (1.10)	0.004* (1.68)	0.003 (1.26)
BOND	0.008*** (7.34)	0.008*** (6.92)	0.009*** (7.59)	0.008*** (7.22)	0.008*** (7.91)	0.007*** (7.32)
CON_BOND	0.008*** (2.78)	0.006* (1.89)	0.009*** (2.93)	0.006** (2.02)	0.009*** (3.62)	0.006** (2.29)
SEO*BOND		0.006 (0.67)		0.003 (0.33)		-0.000 (-0.06)
SEO*CON_BOND		-0.001 (-0.08)		-0.004 (-0.27)		0.005 (0.42)
BOND*CON_BOND		0.009 (1.22)		0.010 (1.25)		0.012** (2.01)
SEO*BOND*CON_BOND		0.059* (1.90)		0.061* (1.89)		0.039 (1.54)
Adjusted R ²	0.106	0.106	0.122	0.123	0.187	0.187

注) N=26,917。***, **, *はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している(両側検定)。t値は企業ごとにクラスター補正したRogers (1993)の標準誤差に基づいて計算し、カッコ内に表示している。変数の定義は本文を参照。

6 まとめと今後の課題

本稿では、日本企業を対象に、転換社債の発行前年度に利益マネジメントが行われたか否かを検証した。分析の結果、転換社債の発行前年度に、利益増加型の会計的裁量行動と実体的裁量行動が実施された証拠を得た。また、限定的ではあるが、1タイプよりも2タイプ、そして2タイプよりも3タイプの証券を同一年度に発行する企業が、より利益増加型の利益マネジメントを実施したことと整合的な結果を得た。追加的検証では、会計的裁量行動と実体的裁量行動を集約した利益マネジメントの合成尺度を用いても、転換社債の発行前年度における利益増加型の利益マネジメントの証拠が得られた。

最後に、今後の課題を提示する。第1に、転換社債発行前に実施された日本企業の利益マネジメントが将来業績に与える影響を明らかにすることが求められる。この点についてChou et al. (2009)は、転換社債の発行前年度に利益増加型の会計的裁量行動を実施した米国企業の経営成績や株価パフォーマンスが発行後に悪化することを示している。日本企業についても同様の結果が得られるかどうかは興味深い。

第2に、本稿では転換社債を日本国内で発行されたものか、日本国外で発行されたものかを区別していない。Chang et al. (2001)は、エンロンの会計不正発覚後において、台湾国外で転換社債を発行した企業が、台湾国内で転換社債を発行した企業よりも利益増加型の会計的裁量行動を実施しないことを明らかにしている。日本企業は、国内市場だけでなくユーロ市場やスイス市場などにおいても転換社債を発行して資金を調達している(安部・峯岸 2015)。したがって、日本企業における転換社債発行前の利益マネジメントが転換社債の発行市場に影響を受けるか否かを解明することが必要である。

第3に、本稿では転換価額が発行後に修正される状況を考慮していない。転換社債には、転換価額が株価の変動に応じて修正される修正条項付転換社債型新株予約権付社債(MSCB)もある。当該条項の有無は経営者の利益マネジメントに影響を与えるかもしれない。したがって、転換社債発行前の利益マネジメントの水準が当該条項の有無によって変化するかどうかを明らかにすることも今後の課題となる。このように転換社債の内容を詳細に検討することで、転換社債の発行と利益マネジメントの関係をより理解できるようになるだろう。

参考文献

- 安部健介・峯岸健太郎. 2015.『新株予約権・社債(第2版)』中央経済社.
- 大木良子. 2012.『転換社債の経済分析』三菱経済研究所.
- 岡部孝好. 1994.『会計報告の理論』森山書店.
- 桜井久勝. 1991.『会計利益情報の有用性』千倉書房.
- 首藤昭信. 2008.「債務契約におけるダーティ・サープラス項目の意義」須田一幸編著『会計制度の設計』白桃書房, 275-297.
- 首藤昭信. 2010.『日本企業の利益調整』中央経済社.

- 高原康太郎. 2012. 「公募増資企業における経営者の利益マネジメント」『商学研究科紀要』75: 303-321.
- 土屋剛俊. 2017. 『入門 社債のすべて』ダイヤモンド社.
- 中島真志. 2015. 『入門 企業金融論』東洋経済新報社.
- 山口朋泰. 2009. 「利益ベンチマークの達成と実体的裁量行動」『研究年報経済学』69 (4) : 133-154.
- 山口朋泰. 2011. 「実体的裁量行動の要因に関する実証分析」『管理会計学』19 (1) : 57-76.
- 山口朋泰. 2019. 「証券発行と利益マネジメント」『東北学院大学経営学論集』(13) : 25-38.
- Beaver, W. H. 1968. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 6 (Supplement) : 67-92.
- Chang, R., Y. Tseng, and C. Chang. 2010. The issuance of convertible bonds and earnings management: Evidence from Taiwan. *Review of Accounting and Finance* 9 (1) : 65-87.
- Chou, D., E. Wang, S. Chen, and S. Tsai. 2009. Earnings management and the long-run underperformance of firms following convertible bond offers. *Journal of Business Finance and Accounting* 36 (1-2) : 79-98.
- Cohen, D., and P. Zarowin. 2010. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50 (1) : 2-19.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2) : 193-225.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 (2) : 133-168.
- Dou, Y., O. K. Hope, W. B. Thomas, and Y. Zou. 2018. Blockholder exit threats and financial reporting quality. *Contemporary Accounting Research* 35 (2) : 1004-1028.
- Ducharme, L. L., P. H. Malatesta, and S. E. Sefcik. 2004. Earnings management, stock issues, and shareholder lawsuits. *Journal of Financial Economics* 71 (1) : 27-49.
- Ge, W., and J. B. Kim. 2014. Real earnings management and the cost of new corporate bonds. *Journal of Business Research* 67 (4) : 641-647.
- Green, R. C. 1984. Investment incentives, debt, and warrants. *Journal of Financial Economics* 13 (1) : 115-136.
- Jiang, J. 2008. Beating earnings benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review* 83 (2) : 377-416.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (2) : 193-228.
- Kasznik, R. 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 (1) : 57-81.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1) : 163-197.

- Legoria, J., D. Cagwin, and K. F. Sellers. 1999. Earnings management in anticipation of debt financing. *Accounting Enquiries* 9 (1) : 46-53.
- Lewis, C. M., R. J. Rogalski, and J. K. Seward. 2001. The long-run performance of firms that issue convertible bond: An empirical analysis of operating characteristics and analyst forecasts. *Journal of Corporate Finance* 7 (4) : 447-474.
- Mayers, D. 1998. Why firms issue convertible bonds: The matching of financial and real investment options. *Journal of Financial Economics* 47 (1) : 83-102.
- McLaughlin, R., A. Safieddine, and G. K. Vasudevan. 1998. The long-run performance of convertible bond issuers. *Journal of Financial Research* 21 (4) : 373-388.
- Morse, D. 1981. Price and trading volume reaction surrounding earnings announcements: A closer examination. *Journal of Accounting Research* 19 (2) : 374-383.
- Pan, K. C. 2009. Japanese firms' real activities earnings management to avoid losses. *The Journal of Management Accounting, Japan* 17 (1) : 3-23.
- Rangan, S. 1998. Earnings management and the performance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50 (1) : 101-122.
- Rogers, W. 1993. Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin* (13) : 19-23.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3) : 335-370.
- Shivakumar, L. 2000. Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings? *Journal of Accounting and Economics* 29 (3) : 339-371.
- Stein, J. C. 1992. Convertible bonds as backdoor equity financing. *Journal of Financial Economics* 32 (1) : 3-21.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50 (1) : 63-99.
- Zang, A. 2012. Evidence on the tradeoff between real manipulation and accrual manipulation. *The Accounting Review* 87 (2) : 675-703.
- Zhao, Y., K. H. Chen, Y. Zhang, and M. Davis. 2012. Takeover protection and managerial myopia: Evidence from real earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy* 31 (1) : 109-135.

<付記>本稿はJSPS科研費JP16K17211の助成を受けたものである。記して感謝したい。

