

# 証券発行と利益マネジメント

山口 朋 泰

## 1 はじめに

企業は公募増資や社債発行を通じて、経営に必要な資金を調達することができる。経営者は、公募増資においてはできるだけ高い発行価格で、社債発行においてはできるだけ低い金利で、資金を調達したいと考えるだろう。株式の発行価格や社債の金利は発行直前の利益数値に影響を受けることが知られており、より高い株価ないし低い社債金利で資金を調達するために、経営者は株式や社債を発行する直前に利益を調整する動機がある。本稿の目的は、日本企業を対象に、公募増資や社債発行の前年度に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、その手段は会計的裁量行動 (accounting discretionary behavior) と実体的裁量行動 (real discretionary behavior) に大別される (岡部 1994a)。会計的裁量行動は会計上の変更によって利益を調整する行動であり、例えば減価償却方法、棚卸資産の評価方法、貸倒引当金の見積もりの変更などがある。これに対して、実体的裁量行動は事業活動の変更によって利益を調整する行動であり、例えば押し込み販売、研究開発費や広告宣伝費等の削減、固定資産の売却などがある。

米国企業を対象とした先行研究の多くは、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 (Rangan 1998; Teoh et al. 1998; Shivakumar 2000; DuCharme et al. 2004)。また、Cohen and Zarowin (2010) は、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 (桜井 2000; 首藤 2010; 高原 2012)。また、首藤 (2010) は公募増資と社債発行の前に、利益ベンチマーク達成 (損失回避、減益回避、及び経営者予想利益達成) のために会計的裁量行動が実施されているかどうかを検証している。ただし、日本企業に関する研究は、いずれも利益マネジメントの手段として会計的裁量行動に焦点を当てており、実体的裁量行動については調査されていない。

本稿では、資金調達的手段として公募増資と社債発行の2つに焦点を当て、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2つに焦点を当てることによって、証券発行前の利益マネジメントに関する先行研究を拡張する。特に、社債発行前の実体的裁量行動については先行研究でも検証されていない点であり、本稿の貢献となることが期待される。分析の結果は、公募増資や社債発行の前年度において、経営者が利益増加型の実体的裁量行動と会計的裁量行動を実施したことを示唆している。本稿は社債発行前における利益増加型の実体的裁量行動の証拠

を提示した最初の研究である。

本稿は以下のように構成される。第2節では先行研究を概観し、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 公募増資と利益マネジメント

米国企業を対象とした研究では、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、当該企業はその後の利益や株式リターンが低下したことが示唆されている。例えばTeoh et al. (1998) は、公募増資前により高い利益を報告するために裁量的会計発生高 (discretionary accruals) を調整した企業が、公募増資後により低い長期の異常株式リターンと純利益を示すことを発見している。同様に、Rangan (1998) は四半期データを用いて、公募増資前後における裁量的会計発生高の調整が、その後の利益変化や異常株式リターンと負の関連を有することを示している。これらの結果は、企業が公募増資前に利益を増やす調整をしたこと、調整された利益に投資家が誤導され、一時的に当該企業を過大評価したこと、その後に会計発生高の反転によって低下した利益に失望したこと、失望した投資家は事後にファンダメンタルズで妥当とされる水準まで企業の評価を下方修正したこと、を意味するものとして解釈されている。

Shivakumar (2000) も、利益マネジメントと一致して、純利益と会計発生高が公募増資前後で異常に高く、増資前の裁量的会計発生高がその後の純利益と負の関連を有することを発見している。一方で、Teoh et al. (1998) やRangan (1998) とは異なり、投資家が利益マネジメントを察知し、公募増資発表時点でその影響を合理的に修正したことを示唆している。これらの結果から、公募増資企業の利益マネジメントは投資家を誤導するために計画されたものではなく、すべての公募増資企業を利益過大計上企業と見なし、割り引いて評価するような投資家行動に対する合理的な反応であると主張している。

DuCharme et al. (2004) は、公募増資企業の利益マネジメントが公募増資後に訴訟を招きやすいことを示唆している。具体的には、裁量的会計発生高が公募増資前後に異常に高いこと、なかでもその後の訴訟につながる公募増資をした企業に関して特に高いこと、を発見している。また、訴訟されなかった企業と比べて、訴訟された企業は公募増資後の会計発生高の反転がより顕著であり、株式リターンがより低いことを明らかにしている。さらに、和解金が公募増資前後の裁量的会計発生高の水準と正の関連を有し、公募増資後の株式リターンと負の関連を有することも示している。

要約すると、米国企業を対象とした先行研究は、株式市場が公募増資企業の会計的裁量行動に誤導されるか否かに関しては見解が一致していないものの、公募増資前後における利益増加型の会計的裁量行動と、その後の利益低下や訴訟と強い関連性を有することを示唆している。

日本企業を対象とした研究でも、公募増資前の会計的裁量行動について検証が行われている。

桜井（2000）は公募増資発表直前の裁量的会計発生高を調査したが、そこでは利益増加型の会計的裁量行動を示唆する有意な正の裁量的会計発生高は観察されていない。一方で、首藤（2010）は公募増資前の利益増加型の会計的裁量行動と整合的な結果を得ている。具体的には、利益ベンチマーク達成の観点から検証を行い、公募増資前年度において経営者が裁量的会計発生高を利用して減益回避や経営者予想利益を達成したことを示唆している。また、高原（2012）は公募増資企業が公募増資発表直前の年度に利益増加型の会計的裁量行動を実施したこと、また公募増資による株式希薄化の影響が大きい企業ほど利益増加型の会計的裁量行動を実施したことを示している。上記のように、日本企業を対象とした先行研究は公募増資前の会計的裁量行動について統一的な見解が得られていない。本稿ではまず、公募増資前に利益増加型の会計的裁量行動が観察されるか否かを検証したい。そこで、以下の仮説1を設定する。

仮説1 公募増資前年度において、経営者は利益増加型の会計的裁量行動を実施する。

上記の先行研究は会計発生高を通じた会計的裁量行動にのみ焦点を当てているが、実体的裁量行動にも焦点を当てた研究としてCohen and Zarowin（2010）がある。そこでは、公募増資前後において、経営者が会計発生高を通じた会計的裁量行動だけでなく、売上操作、裁量的支出の削減、及び過剰生産といった実体的裁量行動を実施した証拠を得ている。さらに、公募増資企業において、実体的裁量行動が会計的裁量行動よりも将来利益を低下させることを示唆している。

日本企業については公募増資前に実体的裁量行動が実施されたか否かは検証されていないが、日本企業の経営者も米国企業の経営者と同様、公募増資前に利益増加型の実体的裁量行動を実施する可能性がある。そこで、以下の仮説2を設定する。

仮説2 公募増資前年度において、経営者は利益増加型の実体的裁量行動を実施する。

## 2.2 社債発行と利益マネジメント

Jiang（2008）は、利益ベンチマークを達成（損失回避、減益回避、及びアナリスト予想利益達成）した企業は、債券の格付けが高くなり、社債の利率が低下することを示している。また、Sengupta（1998）は利益率が高いほど債券の格付けが高くなること、首藤（2008）は利益率が高いほど社債の利率が低下することを示唆している。したがって、経営者は社債金利を低下させる目的で、利益を上方に調整する可能性がある。こうした予測の下で、首藤（2010）は、社債発行前年度に利益ベンチマーク達成を目的とした会計的裁量行動が実施されたか否かを調査している。しかしながら、そこでは社債発行前年度において会計的裁量行動を通じて利益ベンチマークを達成した証拠は得られていない。首藤（2010）は、利益ベンチマーク達成の観点から社債発行前の会計的裁量行動を検証しているが、本稿では利益ベンチマーク達成の観点に限定せず、社債発行企業が全般的に利益増加型の会計的裁量行動を実施しているか否かを検証したい。そこで、

以下の仮説3を設定する。

仮説3 社債発行前年度において、経営者は利益増加型の会計的裁量行動を実施する。

すでに述べたように、経営者は会計的裁量行動のみならず実体的裁量行動でも利益を調整することができる。そのため、経営者は社債金利を低下させる目的で、利益増加型の実体的裁量行動を実施する可能性がある。そこで、以下の仮説4を設定する。

仮説4 社債発行前年度において、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裁量的会計発生高を用いる。裁量的会計発生高を推計するためにDechow et al. (1995) による修正ジョーンズ・モデルを利用する。

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

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  $\Delta S$  = 売上高の変化  $\Delta REC$  = 売上債権の変化

$PPE$  = 有形固定資産  $i$  = 企業  $t$  = 年  $\varepsilon$  = 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、Roychowdhury (2006) と同様に、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に焦点を当てる。Roychowdhury (2006) によれば、売上操作や過剰生産の実施は異常に低い営業活動によるキャッシュ・フローや異常に高い製造原価を導き、裁量的支出の削減は異常に高い営業活動によるキャッシュ・フローや異常に低い裁量的費用をもたらす。ここで、これらの実体的裁量行動が営業活動によるキャッシュ・フローに与える正味の影響は定かではないが、本稿では営業活動によるキャッシュ・フローを売上操作と過剰生産の代理変数として取り扱う。その理由は、利益ベンチマーク達成を目的とした利

益マネジメントが疑われる企業において、売上操作や過剰生産の証拠となる異常に低い営業活動によるキャッシュ・フローが観察されているからである (Roychowdhury 2006; Pan 2009; 山口 2009a)。3 タイプの実体的裁量行動を測定するために、営業活動によるキャッシュ・フロー、裁量的費用、及び製造原価のモデルを推定する。具体的には、Roychowdhury (2006) に従って Dechow et al. (1998) を基礎にした以下のモデルを使用する。

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

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

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

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)<sup>1)</sup>

$PD$  = 製造原価 (売上原価 + 期末棚卸資産 - 期首棚卸資産)<sup>2)</sup>

$S$  = 売上高

測定手順としては、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求め、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して、事業活動の異常な部分を識別する。この異常な部分をそれぞれ異常営業キャッシュ・フロー、異常裁量的費用、異常製造原価とする。本稿では異常営業キャッシュ・フロー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  $abDE$  とする。また、異常製造原価の値はそのまま  $abPD$  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。具体的には、 $abCFO$  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、と解釈することができる。

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捉えるために、2つの合成尺度を作

1) 裁量的費用について Roychowdhury (2006) は、研究開発費、広告宣伝費、及び販売費及び一般管理費の合計額として定義している。また、岡部 (1994b) では裁量的費用の典型例として研究開発投資、広告宣伝支出、及び人的資本支出を挙げている。本稿では山口 (2009a) 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。

2) 非製造業でも期待需要よりも多くの商品を仕入れることで売上原価を低くして利益を増やす可能性がある (中野 2008)。そのため、本稿では Roychowdhury (2006) と同様に売上原価と棚卸資産変化額の合計として製造原価を定義している。この定義では、非製造業でも代理変数としての製造原価が算出される。

成する。第1に、Zhao et al. (2012) やGe and Kim (2014) に従い、*abCFO*、*abDE*及び*abPD*の合計を*REMI*とする。第2に、Cohen and Zarowin (2010)、Zang (2012)、及びZhao et al. (2012) に従って、*abDE*と*abPD*の合計を*REM2*とする。*abCFO*と*abPD*の合算は売上操作と過剰生産の二重計上となる可能性があるため、*REM2*においては*abCFO*を加算しない。

### 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。

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

ここで、

*EM* = *abACC*、*abCFO*、*abDE*、*abPD*、*REMI*、及び*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)。本稿で注目するのは証券発行に関する2つのダミー変数*SEO*と*BOND*である。仮説1と仮説2では公募増資の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すると予測しており、*SEO*の係数の期待符合は正である。仮説3と仮説4では社債発行の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すると予測しているため、*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年までの期間において、以下の要件を満たすものである。

- (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、決算月数が12カ月である。
- (4)日本の会計基準を採用している。
- (5)債務超過ではない<sup>3)</sup>。

3) 時価簿価比率 (*MTB*) を適切に算定するため、債務超過企業は除いている。

表1 証券発行企業数

パネルA: 年度別の公募増資企業数と社債発行企業数							
年度	公募増資企業				社債発行企業		
	全観測値	企業数	全公募増資企業に 対する比率 (%)	全観測値に 対する比率 (%)	企業数	全社債発行企業に 対する比率 (%)	全観測値に 対する比率 (%)
2000	1,633	25	7.27	1.53	143	5.90	8.76
2001	1,704	13	3.78	0.76	181	7.47	10.62
2002	1,914	12	3.49	0.63	252	10.40	13.17
2003	1,944	25	7.27	1.29	298	12.30	15.33
2004	1,942	48	13.95	2.47	242	9.99	12.46
2005	1,961	47	13.66	2.40	260	10.73	13.26
2006	1,989	33	9.59	1.66	214	8.83	10.76
2007	2,024	14	4.07	0.69	216	8.91	10.67
2008	2,051	3	0.87	0.15	81	3.34	3.95
2009	2,050	25	7.27	1.22	103	4.25	5.02
2010	1,979	22	6.40	1.11	107	4.42	5.41
2011	1,944	14	4.07	0.72	113	4.66	5.81
2012	1,897	16	4.65	0.84	105	4.33	5.54
2013	1,885	47	13.66	2.49	108	4.46	5.73
合計	26,917	344	100.00		2,423	100.00	

  

パネルB: 産業別の公募増資企業数と社債発行企業数							
産業	公募増資企業				社債発行企業		
	全観測値	企業数	全公募増資企業に 対する比率 (%)	全観測値に 対する比率 (%)	企業数	全社債発行企業に 対する比率 (%)	全観測値に 対する比率 (%)
食品	1,117	5	1.45	0.45	70	2.89	6.27
繊維	620	4	1.16	0.65	43	1.77	6.94
パルプ・紙	262	1	0.29	0.38	46	1.90	17.56
化学	2,005	26	7.56	1.30	165	6.81	8.23
医薬品	489	6	1.74	1.23	24	0.99	4.91
石油	32	1	0.29	3.13	4	0.17	12.50
ゴム	247	0	0.00	0.00	21	0.87	8.50
窯業	608	8	2.33	1.32	58	2.39	9.54
鉄鋼	694	5	1.45	0.72	77	3.18	11.10
非鉄金属製品	1,230	7	2.03	0.57	121	4.99	9.84
機械	2,241	31	9.01	1.38	166	6.85	7.41
電気機器	2,756	43	12.50	1.56	179	7.39	6.49
自動車	1,003	22	6.40	2.19	75	3.10	7.48
輸送用機器	172	0	0.00	0.00	16	0.66	9.30
精密機器	520	10	2.91	1.92	39	1.61	7.50
その他製造	914	10	2.91	1.09	77	3.18	8.42
鉱業	24	0	0.00	0.00	0	0.00	0.00
建設	1,872	7	2.03	0.37	115	4.75	6.14
商社	2,992	40	11.63	1.34	172	7.10	5.75
小売業	900	18	5.23	2.00	54	2.23	6.00
その他金融	334	9	2.62	2.69	116	4.79	34.73
不動産	580	19	5.52	3.28	121	4.99	20.86
鉄道・バス	414	5	1.45	1.21	196	8.09	47.34
陸運	394	7	2.03	1.78	24	0.99	6.09
海運	213	4	1.16	1.88	32	1.32	15.02
倉庫	459	2	0.58	0.44	50	2.06	10.89
通信	221	3	0.87	1.36	31	1.28	14.03
電力	148	1	0.29	0.68	134	5.53	90.54
ガス	61	1	0.29	1.64	22	0.91	36.07
サービス	3,395	49	14.24	1.44	175	7.22	5.15
合計	26,917	344	100.00		2,423	100.00	

注) 同一年度に複数回の公募増資や社債発行を実施しても1企業として数えている。

(6)同産業・同年度の中に、8企業－年以上の観測値がある<sup>4)</sup>。

(7)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、公募増資データと社債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）の時価発行増資と普通社債の発行データをそれぞれ利用する<sup>5)</sup>。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、次年度に社債発行を実施した企業－年（すなわち、 $BOND=1$ ）は2,423企業－年であった<sup>6)</sup>。本稿のサンプルに関しては、公募増資よりも社債発行の方が約7倍多いことが分かる。

表1は、公募増資や社債発行を実施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は年度別の公募増資企業数と社債発行企業数を示している。公募増資企業数については、2004年と2005年が多く、その後減少傾向になるが、2013年には2005年と同じ数まで増加している。社債発行企業数については、2000年から増加傾向にあるが、2003年を頂点に、その後は減少傾向にある。

表2 記述統計量

変数	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位
<i>abACC</i>	-0.004	0.053	-0.029	-0.002	0.023
<i>abCFO</i>	-0.000	0.053	-0.028	0.001	0.028
<i>abDE</i>	0.001	0.065	-0.019	0.009	0.035
<i>abPD</i>	0.001	0.119	-0.043	0.012	0.065
<i>REMI</i>	0.001	0.195	-0.073	0.020	0.107
<i>REM2</i>	0.001	0.175	-0.058	0.020	0.094
<i>SIZE</i>	-0.000	1.545	-1.153	-0.170	0.982
<i>MTB</i>	-0.062	1.008	-0.531	-0.228	0.161
<i>NI</i>	0.001	0.046	-0.013	0.004	0.022
<i>SEO</i>	0.013	0.112	0.000	0.000	0.000
<i>BOND</i>	0.090	0.286	0.000	0.000	0.000

注)  $N=26,917$ 。変数の定義は本文を参照。

4) この基準は、Cohen and Zarowin (2010) に従ったものである。

5) 本稿では時価発行増資や普通社債発行がない企業をそれぞれ $SEO=0$ 、 $BOND=0$ としており、これらの企業には、時価発行増資や普通社債発行はないものの、第三者割当等の公募増資以外の増資、転換社債、新株予約権付社債等を発行した企業が含まれている。こうした企業も有利な条件で証券発行をするために、利益増加型の利益マネジメントを実施する動機があると考えられる。したがって、より精緻な検証を行うためには、そういった企業を特定し、区別して分析する必要がある。

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日までの間に公募増資（社債発行）があれば $SEO=1$ （ $BOND=1$ ）としている。



パネルBは産業別の公募増資企業数と社債発行企業数を示している。公募増資企業数については、サービスが49（全公募増資企業の14.24%）と最も多く、電気機器が43（同12.50%）、商社が40（同11.63%）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、不動産の3.28%が最も高く、石油の3.13%、その他金融の2.69%がそれに続いている。社債発行企業数については、鉄道・バスが196（全社債発行企業の8.09%）で最多で、電気機器が179（同7.39%）、サービスが175（同7.22%）となっている。産業内の全観測値に対する比率で見ると、電力の90.54%が突出して高く、鉄道・バスの47.34%、ガスの36.07%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、本稿ではダミー変数のSEOとBONDを除いたすべての変数について、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換する処理（winsorizing）をしてすべての分析を行う。利益マネジメントの代理変数であるabACC, abCFO, abDE, abPD, REM1, 及びREM2の平均値は0に近い。SIZE, MTB, 及びNIも比較的0に近い値であるが、これは同産業・同年度に属する企業群の平均値との差を取っているためである。SEOの平均値は0.013であり、サンプルの1.3%が次年度に公募増資を実施する企業一年として特定される。また、BONDの平均値は0.090であり、サンプルのうち9.0%が次年度に社債を発行する企業一年として特定される。

### 4.2 相関係数

表3は、式(5)における変数間の相関係数を示している。abDEとabPDの相関係数は0.778であり、

表3 相関係数表

	abACC	abCFO	abDE	abPD	REMI	REM2	SIZE	MTB	NI	SEO
abCFO	0.575									
abDE	0.049	0.058								
abPD	0.107	0.294	0.778							
REMI	0.245	0.478	0.825	0.955						
REM2	0.092	0.224	0.901	0.972	0.960					
SIZE	-0.046	-0.090	-0.085	-0.107	-0.118	-0.105				
MTB	0.028	-0.095	-0.096	-0.176	-0.166	-0.158	0.296			
NI	0.324	-0.381	-0.041	-0.200	-0.241	-0.153	0.224	0.153		
SEO	0.021	-0.003	-0.007	-0.005	-0.005	-0.006	0.022	0.034	0.032	
BOND	0.018	0.024	-0.011	0.006	0.007	0.000	0.177	0.011	-0.015	0.014

注) N=26,917。変数の定義は本文を参照。

強い正の相関があることが分かる。これは、経営者が裁量的支出の削減と同時に売上操作や過剰生産を実施したことを暗示する。なお、独立変数間で極端に高い相関係数はなく、多重共線性の懸念は小さいと考えられる。

### 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。SEOの係数は、従属変数が $abACC$ の時に正かつ有意な値となっている。この結果は仮説1を支持し、経営者が公募増資前年度に利益増加型の会計的裁量行動を実施したと整合的である。従属変数が $abCFO$ の時もSEOの係数は有意な正の値となっている。この結果は、仮説2を支持し、経営者が公募増資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ことを示唆している。しかしながら、 $abCFO$ 以外の実体的裁量行動の代理変数 ( $abDE$ ,  $abPD$ ,  $REMI$ ,  $REM2$ ) が従属変数である時、SEOの係数は有意ではなかった。

BONDの係数は、従属変数が $abACC$ の時に正かつ有意な値を示している。この結果は仮説3を支持し、経営者が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と整合的である。また、従属変数が $abCFO$ ,  $abPD$ , 及び $REMI$ の時もBONDの係数は有意な正の値を示している。この結果は仮説4を支持し、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ことを示唆している。ただ、従属変数が $abDE$ や $REM2$ の時、BONDの係数は有意ではなかった<sup>7)</sup>。

表4 検証結果

	$abACC$	$abCFO$	$abDE$	$abPD$	$REMI$	$REM2$
定数項	-0.005*** (-16.21)	-0.000 (-0.72)	0.000 (0.72)	-0.000 (-0.39)	-0.000 (-0.25)	-0.000 (-0.08)
SIZE	-0.005*** (-22.07)	0.000 (0.37)	-0.002*** (-9.13)	-0.002*** (-4.54)	-0.005*** (-5.74)	-0.005*** (-6.46)
MTB	0.001* (1.67)	-0.002*** (-4.73)	-0.005*** (-8.80)	-0.017*** (-15.84)	-0.024*** (-13.86)	-0.022*** (-14.36)
NI	0.406*** (39.05)	-0.432*** (-45.28)	-0.022** (-1.99)	-0.448*** (-21.61)	-0.913*** (-27.11)	-0.476*** (-15.75)
SEO	0.005* (1.65)	0.005* (1.67)	-0.002 (-0.39)	0.006 (0.74)	0.012 (0.94)	0.005 (0.47)
BOND	0.009*** (8.96)	0.003*** (3.31)	0.000 (0.06)	0.004* (1.93)	0.008** (2.19)	0.004 (1.33)
Adjusted $R^2$	0.122	0.146	0.013	0.062	0.076	0.043

注)  $N=26,917$ 。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意(両側検定)。 $t$ 値はWhite (1980)の修正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。

7) BONDの係数は、従属変数が $REMI$ の時に正かつ有意であったが、従属変数が $REM2$ の時には非有意であった。 $REMI$ には $abCFO$ が含まれているが、 $REM2$ にはそれが含まれていない。したがって、 $REMI$ と $REM2$ の間にある結果の違いは売上操作と過剰生産を代理する $abCFO$ とBONDの間の強い関連性に起因していると考えられる。

以上の分析結果は、公募増資前にも社債発行前に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と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。ただ、公募増資前にも社債発行前にも裁量的支出の削減を通じて利益を調整した証拠は観察されなかった。

## 5 追加的検証

メインの検証では裁量的会計発生高を推計するためにDechow et al. (1995) による修正ジョーンズ・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①ジョーンズ・モデル (Jones 1991)、②CFOジョーンズ・モデル (Kasznik 1999)、③CFO修正ジョーンズ・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<sup>8)</sup>。なお、裁量的会計発生高の推計手順は式(1)の修正ジョーンズ・モデルと同様である。

### ①ジョーンズ・モデル (Jones 1991)

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

### ②CFO ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999)

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

### ③CFO 修正ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999)

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

ここで、

$$\Delta CFO = \text{営業活動によるキャッシュ・フローの変化}$$

表5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)を推定した結果を示している。ジョーンズ・モデルによって推計された *abACC* を用いた時、*SEO*の係数は有意ではないものの、*BOND*の係数は依然として正かつ有意であった。またCFOジョーンズ・モデルやCFO修正ジョーンズ・モデルによって推計された *abACC* を用いると、*SEO*の係数も*BOND*の係数も表4の結果と同様に正かつ有意であった。したがって、本稿の調査結果は会計発生高モデルの選択に関してある程度頑健であると言えよう。

8) 本稿では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。これは式(5)のNIによって総資産純利益率 (ROA) をコントロールしており、ROAに対するコントロールの重複を避けるためである。

表5 追加的検証: 他の会計発生高モデルに基づいた分析

	<i>abACC</i>		
	ジョーンズ・モデル	CFOジョーンズ・モデル	CFO修正ジョーンズ・モデル
定数項	-0.005*** (-15.85)	-0.005*** (-17.99)	-0.005*** (-18.25)
<i>SIZE</i>	-0.005*** (-21.63)	-0.005*** (-28.12)	-0.005*** (-28.29)
<i>MTB</i>	0.000 (0.89)	0.000 (1.22)	0.001* (1.77)
<i>NI</i>	0.376*** (35.30)	0.412*** (47.79)	0.435*** (50.66)
<i>SEO</i>	0.004 (1.23)	0.004* (1.83)	0.006** (2.40)
<i>BOND</i>	0.009*** (8.56)	0.008*** (10.11)	0.008*** (10.28)
Adjusted $R^2$	0.105	0.186	0.202

注)  $N=26,917$ 。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意(両側検定)。 $t$ 値はWhite (1980)の修正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, 日本企業を対象として, 公募増資と社債発行の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, 公募増資前と社債発行前の両方において, 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。具体的には, 公募増資前においても社債発行前においても, 経営者が利益増加型の会計発生高の調整, 売上操作, 及び過剰生産を実施したことが示唆された。

公募増資前における利益増加型の会計的裁量行動については, 米国企業を対象とした先行研究(Rangan 1998; Teoh et al. 1998; Shivakumar 2000; DuCharme et al. 2004)や日本企業を対象とした先行研究(首藤 2010; 高原 2012)の結果と整合的であった。また, 公募増資前における利益増加型の実体的裁量行動については, 米国企業を対象としたCohen and Zarowin (2010)と同様の結果が得られている。

一方で, 社債発行前における利益増加型の会計的裁量行動については, 首藤 (2010) では観察されていないが, 本稿では観察された。首藤 (2010) は利益ベンチマーク達成の観点から分析を行っている点で本稿と異なっている。本稿と首藤 (2010) の分析結果を合わせて考えると, 日本企業の経営者は社債発行前に利益増加型の会計的裁量行動を実施するが, それは利益ベンチマークの達成を意図したものではない, と解釈できるかもしれない。

今後の課題として, 公募増資や社債発行の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調査することが求められる。山口 (2009b) では日本企業を対象に実体的裁量行動が将来業績に負の影響を与える証拠を得ているが, 公募増資企業や社債発行企業に限定し

たものではない。この点に関して、Cohen and Zarowin (2010) は米国の公募増資企業を対象に、会計的裁量行動よりも実体的裁量行動の方が将来業績に負の影響を与えることを示唆している。日本企業においても、公募増資企業や社債発行企業に焦点を当て、会計的裁量行動と実体的裁量行動が将来業績に与える影響を比較する必要があるだろう。

## 参考文献

- 岡部孝好. 1994a. 『会計報告の理論－日本の会計の探求－』 森山書店.
- 岡部孝好. 1994b. 「会計情報のプーメラン効果と研究開発費」『JICPAジャーナル』 470: 23-27.
- 桜井貴憲. 2000. 「公募増資企業における利益調整行動の実証研究－会計発生高の分析を中心として－」『東北学院大学論集経済学』 145: 239-264.
- 首藤昭信. 2008. 「債務契約におけるゲーティ・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.
- 中野勲. 2008. 『企業会計情報の評価－社会的信頼性の観点から－』 中央経済社.
- 山口朋泰. 2009a. 「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. 2009b. 「機会主義的な実体的裁量行動が将来業績に与える影響」『会計プロGRESS』 (10): 117-137.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.

Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3): 335-370.

Sengupta, P. 1998. Corporate disclosure quality and the cost of debt. *The Accounting Review* 73 (4): 459-474.

Shivakumar, L. 2000. Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings? *Journal of Accounting and Economics* 29 (3): 339-371.

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.

White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4): 817-838.

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.

Zang, A. 2012. Evidence on the tradeoff between real manipulation and accrual manipulation. *The Accounting Review* 87 (2): 675-703.

<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。