

【研究ノート】

## 利益調整検出モデルの比較

門 間 宏 平      山 田 哲 弘

### Comparison of Earnings Management Models

Kohei MOMMA and Akihiro YAMADA

#### I はじめに

本稿の目的は、利益調整行動 (earnings management) の代表的な検出モデルと利益調整の代理変数の比較を行うことである。特に、会計的裁量行動 (accounting manipulation: AM) と実体的裁量行動 (real activities manipulation: RM) についての比較を行うことによって、これらの推定や変数の特徴について検討する。

利益調整行動は、企業の経済取引に関する帳簿上の認識や測定を変更することで会計利益を操作する AM と、裁量の費用の削減や過剰生産をとおして短期的な会計上の利益を獲得する RM に大別される。これまでに複数の AM / RM を検出するモデルが提案されており、多くの先行研究がこれらのモデルを利用している。しかしながら、これらの検出モデルが幾度となく修正されるにつれて、推定モデルと背景となる論理にズレが生じている。

そこで本稿では、利益調整の検出モデルについて背景となる論理を概観したうえで、各モデルの推計結果を比較し、各モデル・推計された代理変数の特徴について検討する。

#### II 利益調整推計モデルのサーベイ

##### 1 AM 検出モデル

AM は企業の経済取引の記録の変更によって行われる。言い換えれば、AM とは会計帳簿上の処理において、認識や測定方法を変更することで会計利益の数値を変更することといえる。AM はいわゆる経理自由の原則と表裏一体の關係にあり、適度な AM によって会計情報の質を高める場合がある一方、過剰な AM は粉飾決算につながる可能性がある。(須田ほか, 2007)。

AM は個別の取引に関する会計上の操作であるため、初期の研究では Zmijewski and Hagerman (1981) にみられるように個別の会計処理に焦点が当てられる。しかし、この方法では AM の全体像がとらえづらいため、Healy (1985) 以降は、会計利益のうち認識・測定にかかわる部分である会計発生高に焦点が絞られるようになる。

## (1) Zmijewski and Hagerman (1981) のモデル

AM 研究の初期には、経営者のインセンティブと整合的な特定の会計処理が観察されるかに焦点が当てられている。例えば日本でも、國村 (1986) は償却性資産の償却方法について分析しており、日本企業では米国企業よりも加速償却法 (定率法) の使用が多いことを析出している。國村 (1986) は、この解釈の 1 つとして日米の税制の違いを挙げている。

Zmijewski and Hagerman (1981) は、棚卸資産の評価方法、減価償却方法、年金・退職金の処理、投資税額控除の処理の 4 つの会計手続きの組み合わせを集計することで、会計処理の選択による AM を検出しようとした。調査対象となった 4 つの会計処理には、それぞれ増益型の処理と減益型の処理の 2 つがあるため、会計処理を集計する会計処理ポートフォリオは 16 個となる。そして、このポートフォリオに相対的な影響力を考慮した重みづけを行うことで、AM の大きさをとらえることができる。彼らは、このような手法で AM について順序プロビットモデルを用いた分析を行った。

ただし、Zmijewski and Hagerman (1981) にはいくつかの課題が残されている。1 つ目の課題は、AM が利益に与える影響の大きさを数値で把握できないことである。Zmijewski and Hagerman (1981) の検出方法は会計処理ポートフォリオを扱うため、特定の企業における会計処理の操作が会計利益に与える影響の大きさを十分に捕捉できない。2 つ目の課題は、選択が可能な会計処理のうち 4 つのみを調査対象としていることである。実際には、企業はより多くの会計処理の選択が可能である。

## (2) Healy (1985)

Healy (1985) は、個別の会計処理ではなく会計利益と CFO の差額、すなわち会計発生高に注目することで AM を検出しようとした。彼は、会計発生高のうち経営者による操作が可能な裁量的発生高を推計することで、AM が会計利益に及ぼした影響の大きさを明らかにしようとしている。まず (1) 式のように会計利益を表す。

$$\frac{NI_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \frac{TAC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (1)$$

なお、 $A$  = 総資産、 $NI$  = 当期純利益、 $CFO$  = 営業キャッシュ・フロー、 $TAC$  = 総会計発生高、サブスクリプトの  $i$  は企業、 $t$  は期間を表す。

さらに、会計発生高には自然な会計処理によって生じる非裁量部分と、経営者の AM によって生じる裁量部分が含まれる。このとき、会計利益は (2) 式のように表される。

$$\frac{NI_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \frac{NDA_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \frac{DA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (2)$$

なお、 $NDA$  = 非裁量的発生高、 $DA$  = 裁量的発生高を表す。

ここで (1) 式の通り、会計発生高は会計利益と営業 CF の乖離によって生じる会計処理上の金額であり、それは経済取引を記録する際の期間配分によって生じる。このとき、企業が存続するすべての期間の会計発生高の合計はゼロとなる。よって (3) 式が成り立つ。

$$\sum_{t=1}^n \frac{TAC_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \sum_{t=1}^n \frac{NI_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \sum_{t=1}^n \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} = 0 \quad (3)$$

(3) 式より企業の行動や状態に変化がなければ、ある期間の (非裁量的) 会計発生高の期待値もゼロである。このことから、ある期間に観察される会計発生高はすべて裁量的発生高と考えることができるため、(4) 式の関係が成り立つ。この (4) 式は Healy の AM 検出モデルとして知られている。

$$\frac{DA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \frac{TAC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (4)$$

Healy モデルは会計発生高を用いた AM 検出モデルの先駆的モデルである。ただし、例えば、企業が新しい機械設備を購入した場合、減価償却費は増加する。この減価償却費の増加は極めて自然な会計処理によって生じるが、Healy モデルではこれが裁量的発生高として識別される。このような非裁量的発生高の推定は、Healy モデルに残された課題であり、同時に Healy (1985) から派生するすべてのモデルに共通の課題でもある。

### (3) Jones (1991)

特定期間における非裁量的発生高がゼロであるとする Healy モデルの仮定は、企業行動・状態の変化によって大きな推定誤差が生じる可能性があるという課題が残されている。具体的には、企業の操業度が変化すると、それに伴い運転資本（営業債権＋棚卸資産－営業債務）の大きさも変化する。この運転資本の変化額は運転資本発生高として知られており、会計発生高の一部である。同様に、企業が保有する償却性資産の総額が変化すると、減価償却費も変動する。減価償却費も会計発生高の一部である。これらの企業の行動・状態の変化は AM を検出するモデルの推定において考慮すべきである。

Jones (1991) は、(5) 式で表されるように回帰分析の手法によって、Healy (1985) の課題を修正しようとした。

$$\frac{TAC_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

なお、 $\Delta Sales$  = 売上高の変化額、 $PPE$  = 償却性有形固定資産を表す。

$\Delta Sales$  は、操業度による運転資本発生高の非裁量部分をコントロールすることを目的としている。 $\Delta Sales$  の係数の予想符号は正である。 $PPE$  は、設備投資による減価償却実施額の非裁量部分をコントロールする。 $PPE$  の予想符号は負である。

正常な営業活動によって生じる非裁量的発生高は、(5) 式の推定値として表されるため、裁量的発生高はその推定誤差、すなわち (6) 式として表される。

$$\frac{DA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \frac{TAC_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \left[ \hat{\alpha}_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_1 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right] = \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Jones (1991) が提示した (5) 式の推定モデルは、Jones モデルとよばれ、裁量的発生高を推計する際のアプローチとして広く用いられている。ただし、Jones モデルにも、推計上の問題は残されている。まず、企業の操業度を売上高で表している点である。利益調整に際して、売上高も操作される可能性があり、結果として AM の検出誤差につながると考えられる。また、Jones (1991) は Healy (1985) の検出方法と比べて、売上高と償却対象資産を加えることで企業の行動や状態の変化が会計発生高に与える影響を考慮しているものの、会計発生高と操業度や償却対象資産の関係を理論的に導いたものではない。Jones (1991) は、運転資本発生高と売上高の線形関係を仮定するが、生産ラインの拡大に伴う規模や範囲の経済が生じた場合、AM の検出誤差が生じることになる。

### (4) Dechow et al. (1995) & Kasznik (1999)

Dechow et al. (1995) は売上操作の観点から、Kasznik (1999) は発生高と CFO の関係から、それぞれ AM の検出モデルを修正した。Dechow et al. (1995) は、Jones モデルの売上高が操作されないという仮定を緩和するために、信用取引による売上を控除する修正を行った。Dechow et al. (1995) は (7) 式を時系列データで推定している。

$$\frac{TAC_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{(\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t})}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

なお、 $\Delta AR$  = 営業債権を表す。(7) 式は修正 Jones モデルとして知られており、Healy モデルや Jones モデルと比較して AM の検出力が大きいとされる (Dechow et al., 1995)。

Kasznik (1999) は、修正 Jones モデルの説明変数に営業キャッシュ・フローの変化額を追加したモデルを提示している。これは、運転資本発生高が、営業キャッシュ・フローの変化額と強い負の相関をもっている経験的結果にもとづいている。

$$\frac{TAC_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \gamma_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \gamma_1 \frac{(\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t})}{A_{i,t-1}} + \gamma_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \gamma_3 \frac{\Delta CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

なお、 $\Delta CFO$  = 営業キャッシュ・フローの変化額を表す。(8) 式のように修正 Jones モデルに  $\Delta CFO$  を加えたモデルは、CFO 修正 Jones モデルとして知られており、データに対して非常にあてはまりがよいモデルである。Kasznik (1999) のもう 1 つの修正は、(8) 式を業種・期間別クロスセクションデータを用いて推定する点である。これにより、推定に用いるサンプルサイズを大きくすることができる。

ただし、Dechow et al. (1995) や Kasznik (1999) にも課題が残されている。Dechow et al. (1995) のもっとも大きな課題は、会計発生高の一部である営業債権変化額が説明変数に加えられていることである。売上高から営業債権の変化額を差し引くことにより、売上操作を考慮しているが、営業債権変化額は会計発生高の構成要素であり、被説明変数と説明変数に同じ要素を含むことは統計的手法として問題がある。また Kasznik (1999) のモデルは、Healy モデルや Jones モデルの論理的背景との乖離が大きい。具体的には Healy モデルの会計発生高の期待値がゼロという仮定は、時系列データにおける仮定であり、Kasznik (1999) のようにクロスセクションデータに対して推定を行う場合にはその仮定が成立するとは限らない。加えて、 $\Delta CFO$  と会計発生高の関係はデータによって示された経験的な関係に過ぎず論理性に乏しい。このため、CFO 修正 Jones モデルをクロスセクションデータで推定する場合、そこから推計された裁量的発生高は、あくまでも同時期の同業他社と比較し、相対的に会計発生高が大きい (小さい) ことを表すに過ぎない。

## 2 RM の検出モデル

AM が会計上の操作であるのに対して、RM は実際の企業活動を変更することによって利益を操作する。例えば、Dechow and Sloan (1991) や Baber et al. (1991), Bens et al. (2003) は、研究開発費の削減による RM について分析している。

### (1) Roychowdhury (2006)

RM の体系的な検出方法を提示したのは Roychowdhury (2006) である。Roychowdhury (2006) は、Dechow et al. (1998) の会計プロセスモデルに依拠して、(1) 値引き販売などの売上 (CFO) 操作、(2) 裁量的費用の削減による操作、(3) 過剰生産による製造間接費の操作を検出する方法を示した<sup>1)</sup>。Dechow et al. (1998) では、はじめに  $t$  期における売上高 ( $S$ ) の推移を (9) 式のように仮定する。

$$S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

---

1) 値引き販売には、信用取引の条件を緩和し、低いコストで信用取引を成立させるような、実質的な値引き販売の活動も含まれる (Roychowdhury 2006)。

$\varepsilon$  は確率変数であり、分散  $\sigma^2$ ,  $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-\tau}) = 0$ ,  $|\tau| > 0$  である。

ここで、売上高の一定比率 ( $\alpha$ ) は信用取引により行われるため、営業債権 ( $AR$ ) は次のように表される。

$$AR_t = \alpha S_t \quad (10)$$

次に、すべての費用は売上高の関数であり、 $t$  期の費用は  $(1 - \pi)S_t$  で表されると仮定する。 $\pi$  は売上高に対する利益の割合であり、したがって、利益 ( $E$ ) は  $\pi S_t$  で表される。

棚卸資産 ( $INV$ ) は、将来の売上高の予測に対する棚卸資産の目標水準  $\gamma_1(1 - \pi)S_t$  と、予想される売上高と実際の売上高に対する調整部分  $\gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\varepsilon_t$  で表される。

$$INV_t = \gamma_1(1 - \pi)S_t - \gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\varepsilon_t \quad (11)$$

財の購入額 ( $P$ ) は、 $t$  期の売上に伴う費用と棚卸資産の変化額により次のように表される。

$$P_t = (1 - \pi)S_t + \gamma_1(1 - \pi)\varepsilon_t - \gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\Delta\varepsilon_t \quad (12)$$

購入額 ( $P$ ) のうち、一定比率  $\beta$  は信用取引で行われ、営業債務 ( $AP$ ) が生じる。

$$AP_t = \beta[(1 - \pi)S_t + \gamma_1(1 - \pi)\varepsilon_t - \gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\Delta\varepsilon_t] \quad (13)$$

営業キャッシュ・フロー ( $CFO$ ) は、利益 ( $E$ ) と発生高 ( $\Delta AR + \Delta INV - \Delta AP$ ) の差額として計算されるため以下のように表すことができる。

$$\begin{aligned} CFO_t &= \pi S_t - [\alpha + (1 - \pi)\gamma_1 - \beta(1 - \pi)]\varepsilon_t \\ &\quad + \gamma_1(1 - \pi)[\beta + \gamma_2(1 - \beta)]\Delta\varepsilon_t \\ &\quad + \beta\gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\Delta\varepsilon_{t-1} \end{aligned} \quad (14)$$

Roychowdhury (2006) は (14) 式に依拠して、営業キャッシュ・フローの正常値を推定するモデルを (15) 式のように示した。

$$\frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \delta_0 + \delta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \delta_2 \frac{Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \delta_3 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

(15) 式で推定される正常な CFO は、売上高と売上高変化額の関数で表される。売上操作を示す異常 CFO (Ab\_CFO) は実際の CFO と正常な CFO の差分で推計される。このことから、第 1 に Jones (1991) の Jones モデルと同様に、売上高の操作が仮定されていないという問題があることがわかる。加えて、(15) 式が会計プロセスモデルから導出されていることに注意すると、(15) 式で仮定される会計発生高は運転資本発生高のみである。結果として、第 2 に減価償却費などの運転資本発生高以外の発生高が大きな場合には、大きな推定誤差が生じる可能性がある。第 3 に、会計プロセスモデルも、時系列の会計プロセスをとらえるモデルである点である。このため、Roychowdhury (2006) のモデルをクロスセクションデータに対して用いる場合には、推定される RM の解釈に注意する必要がある。

Roychowdhury (2006) は異常 CFO による RM だけではなく、異常製造費用 (Ab\_Prod) や異常裁量的費用 (Ab\_DisExp) から RM を捕捉するモデルを提示している。異常製造費用は製造費用

(*Prod*: 仕入額 +  $\Delta$  棚卸資産) から, (11) 式<sup>2)</sup> と (12) 式より (16) 式のように推計される。

$$\frac{Prod_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \theta_0 + \theta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \theta_2 \frac{Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \theta_3 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \theta_4 \frac{\Delta Sales_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

なお, *Prod* = 製造費用を表す。

ここで, 正常 *Prod* の推定についても, 正常 CFO の推定と同様の問題がある。すなわち, 製造費用が売上高の関数として推定されており, 売上操作が考慮されていない。加えて, クロスセクションデータに対する推定では, 背景となる論理性に乏しい。

裁量的費用の正常額を推定するモデルは,  $(1 - \pi)S_t$  より以下のように表される。

$$\frac{DisExp_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \varphi_0 + \varphi_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \varphi_2 \frac{Sales_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

なお, *DisExp* = 裁量的費用を表す。

会計プロセスモデルの仮定のもとでは, 費用は売上高の一定割合であらわされるため, 裁量的費用を当期売上高で説明することができる。しかし, 当期売上高が上方に操作されている場合, 異常裁量的費用が小さく推定される。こうした問題を回避するために (17) 式では, 当期裁量的費用を前期売上高で回帰している。

Roychowdhury (2006) は, (15)–(17) 式によって推計された残差をそれぞれの Ab.CFO, Ab.Prod, Ab.DisExp として, RM をとらえる代理変数とした。なお, RM は長期的利益の獲得を犠牲に短期的利益を獲得する方法であるため, 増益型の RM のみが考慮される (減益型の RM は想定されない) 点に注意が必要である。

## (2) Cohen et al. (2008) & Zang (2012)

Cohen et al. (2008) と Zang (2012) は Roychowdhury (2006) で推計された Ab.CFO, Ab.Prod, Ab.DisExp を集計して RM を検出する手法を用いている。Cohen et al. (2008) では, Ab.Prod が大きいほど増益するのに対して, Ab.CFO と Ab.DisExp は小さいほど増益することから, Ab.CFO と Ab.DisExp にマイナス 1 を乗じた値と, Ab.Prod の和を RM の代理変数とした。一方, Zang (2012) は Ab.CFO は他の 2 つの RM と独立ではないことから, Ab.Prod と Ab.DisExp ( $\times -1$ ) の和を RM の代理変数として用いた。

## Ⅲ 日本企業における AM / RM 検出モデルの比較

ここでは, AM / RM の検出モデルが, 日本企業のデータでどのように推定されるかを調査する。

### 1 サンプルの選択

分析に用いる財務データは日経 NEEDS-FinancialQUEST から取得した。サンプルの選択基準

---

2) 棚卸資産の変化額 ( $\Delta INV$ ) は (11) 式より以下のように計算できる。

$$\begin{aligned} \Delta INV_t &= \gamma_1(1 - \pi)S_t - \gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\Delta S_t \\ &\quad - [\gamma_1(1 - \pi)S_{t-1} - \gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\Delta S_{t-1}] \\ &= \gamma_1(1 - \gamma_2)(1 - \pi)\Delta S_t + \gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\Delta S_{t-1} \end{aligned}$$

は以下の通りである。

1. 2003 年から 2018 年までの 16 年間であること。
2. 東京証券取引所 1 部上場企業で、日経業種中分類において製造業に属していること。
3. 12 ヶ月決算であること。
4. 分析に利用する変数が欠損していないこと。

特に過剰生産について考慮し、通常自社での製造活動を行わない非製造業を分析対象から除き、調査対象を製造業に限定することとした。上記の 4 つの基準を満たす観測値は 13478 企業-年である。ここから各変数の平均値  $\pm 3^*$  標準偏差をこえる観測値をはずれ値として除外した最終的なサンプルは 12442 企業-年となった。

図表 1 サンプルの状況

|        | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 合計     |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|--------|
| 食品     | 56   | 56   | 56   | 56   | 58   | 56   | 54   | 54   | 55   | 57   | 59   | 61   | 63   | 62   | 60   | 63   | 926    |
| 繊維     | 30   | 30   | 29   | 30   | 30   | 31   | 30   | 29   | 28   | 29   | 30   | 30   | 30   | 30   | 30   | 30   | 476    |
| パルプ・紙  | 9    | 9    | 9    | 9    | 9    | 8    | 7    | 7    | 9    | 12   | 12   | 12   | 12   | 12   | 12   | 12   | 160    |
| 化学     | 115  | 114  | 115  | 114  | 117  | 117  | 118  | 118  | 122  | 122  | 119  | 126  | 127  | 126  | 132  | 132  | 1,934  |
| 医薬品    | 33   | 33   | 33   | 32   | 32   | 32   | 33   | 37   | 37   | 38   | 38   | 38   | 37   | 38   | 39   | 39   | 569    |
| 窯業     | 31   | 31   | 32   | 32   | 31   | 31   | 31   | 32   | 32   | 32   | 32   | 33   | 33   | 33   | 33   | 30   | 509    |
| 鉄鋼     | 26   | 27   | 26   | 28   | 29   | 28   | 28   | 30   | 30   | 29   | 28   | 28   | 28   | 30   | 30   | 30   | 455    |
| 非鉄金属製品 | 51   | 48   | 52   | 51   | 50   | 50   | 47   | 53   | 53   | 54   | 55   | 54   | 56   | 57   | 59   | 59   | 849    |
| 機械     | 117  | 116  | 117  | 118  | 121  | 124  | 115  | 117  | 127  | 126  | 126  | 126  | 129  | 130  | 129  | 130  | 1,968  |
| 電気機器   | 134  | 137  | 132  | 135  | 139  | 145  | 129  | 140  | 145  | 144  | 142  | 147  | 146  | 144  | 150  | 145  | 2,254  |
| 自動車    | 44   | 46   | 44   | 43   | 42   | 46   | 44   | 46   | 46   | 47   | 50   | 45   | 46   | 49   | 49   | 50   | 737    |
| 精密機器   | 26   | 26   | 27   | 27   | 28   | 28   | 26   | 27   | 27   | 27   | 28   | 28   | 28   | 28   | 29   | 30   | 440    |
| その他製造  | 39   | 39   | 42   | 43   | 47   | 46   | 45   | 44   | 45   | 47   | 46   | 47   | 49   | 50   | 49   | 52   | 730    |
| ゴム     | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 11   | 176    |
| 石油     | 4    | 3    | 4    | 5    | 5    | 5    | 5    | 5    | 6    | 5    | 5    | 5    | 6    | 7    | 6    | 7    | 83     |
| 輸送用機器  | 8    | 9    | 9    | 9    | 8    | 8    | 8    | 9    | 9    | 9    | 8    | 7    | 7    | 7    | 7    | 7    | 129    |
| 造船     | 3    | 3    | 3    | 3    | 2    | 2    | 2    | 3    | 3    | 2    | 3    | 3    | 4    | 4    | 4    | 3    | 47     |
| 合計     | 737  | 738  | 741  | 746  | 759  | 768  | 735  | 762  | 786  | 790  | 790  | 801  | 812  | 818  | 829  | 830  | 12,442 |

## 2 AM/RM の検出モデルの推定結果の比較

AM 検出モデルについて推定状況と論理との整合性を確認するため、AM 検出モデルの推定結果をまとめたものが図表 2 である。図表 2 の係数と  $t$  値は、業種-年ごとに推定された係数の平均値、および平均値の検定に関する  $t$  値である。検出モデルは Jones モデル、修正 Jones モデル、Jones モデルに  $[\Delta CFO_{i,t}/A_{i,t-1}]$  を追加した CFO Jones モデル、そして CFO 修正 Jones モデルを用いた。

運転資本発生高と操業度の関係について、 $\Delta Sales$  と  $adj.\Delta Sales$  の係数を観察する。まず、CFO-Jones モデルおよび CFO 修正 Jones モデルでは、 $\Delta Sales$  と  $adj.\Delta Sales$  の係数の平均値は正値に推定される傾向があり、この傾向は統計的に 1%水準で有意である。このため、CFOJones モデルと CFO 修正 Jones モデルでは、運転資本発生高のコントロールとして売上高変化額が論理通りに機能していると考えられる。一方で、修正 Jones モデルでは  $adj.\Delta Sales$  の係数の平均値は負値で推定される傾向があり、これは統計的に 1%水準で有意である。したがって、修正 Jones モデルでは論理と整合的な売上高変化額の係数が得られない。なお、Jones モデルでは  $\Delta Sales$  の係数の符号は安定していない。

操業度と運転資本発生高の関係が不安定である理由の 1 つは、クロスセクション推定によって生じている可能性がある。 $\Delta CFO$  を用いたモデルでは、業績等の企業間の差異が調整されている可能性が

図表 2 AM 検出モデルの推定結果

|                          | Jones モデル |          | 修正 Jones モデル |          | CFO Jones モデル |          | CFO 修正 Jones モデル |          |
|--------------------------|-----------|----------|--------------|----------|---------------|----------|------------------|----------|
|                          | 係数        | t 値      | 係数           | t 値      | 係数            | t 値      | 係数               | t 値      |
| const                    | -0.012    | -7.34 a  | -0.013       | -7.69 a  | -0.011        | -7.37 a  | -0.011           | -7.11 a  |
| 1/A                      | 130.672   | 2.85 a   | 140.586      | 3.17 a   | 143.883       | 3.19 a   | 122.742          | 2.42 b   |
| $\Delta$ Sales           | -0.005    | -0.81    |              |          | 0.045         | 8.31 a   |                  |          |
| adj. $\Delta$ Sales      |           |          | -0.051       | -6.76 a  |               |          | 0.035            | 4.70 a   |
| PPE                      | -0.125    | -19.43 a | -0.122       | -19.08 a | -0.129        | -22.55 a | -0.128           | -21.61 a |
| $\Delta$ CFO             |           |          |              |          | -0.450        | -36.33 a | -0.445           | -33.16 a |
| adj.R <sup>2</sup> (平均値) |           | 0.124    |              | 0.130    |               | 0.406    |                  | 0.395    |
| obj.                     |           | 12442    |              | 12442    |               | 12442    |                  | 12442    |
| ポートフォリオ数                 |           | 240      |              | 240      |               | 240      |                  | 240      |

a, b はそれぞれ 1%, 5%水準で統計的に有意であることを示す。

ある。

次に、減価償却費をコントロールする PPE について観察する。係数の平均値は負値であり、すべてのモデルにおいて統計的に 1%水準で有意である。このことは、クロスセクション推定を用いてもなお、PPE と会計発生高に負の関係があることを示しており、Jones モデルの論理と整合的であることを示している。

最後に  $\Delta$ CFO の係数について、CFOJones モデルおよび CFO 修正 Jones モデルの  $\Delta$ CFO の係数の平均値は約 -0.45 で負値であり、統計的に 1%水準で有意である。他の係数に比べると  $\Delta$ CFO の係数の値は大きく、 $\Delta$ CFO を用いないモデルと比較すると自由度調整済み決定係数の平均値が改善しており、あてはまりのよい推定が行われている。

以上より AM を検出する際には、推定モデルに  $\Delta$ CFO を加えた CFOJones モデルおよび CFO 修正 Jones モデルを用いることで、モデルの背景となる論理との整合性が維持できる。ただし、 $\Delta$ CFO は経験的側面から取り入れられたコントロール変数であるため、その背景となる論理について、より精緻な検討が必要であった<sup>3)</sup>。このため、AM 検出モデルを用いる場合、分析者は複数のモデルによって、分析の妥当性を検討する必要があるだろう。

RM 検出モデルの推定状況と論理の整合性について確認するため、図表 3 は Roychowdhury (2006) モデルの推定結果をまとめている。CFO モデル (15 式) の推定結果は、Sales および売上高の変化額 ( $\Delta$ Sales) のいずれも係数は正値になる傾向がある。会計プロセスモデルからは、 $\Delta$ Sales の係数の符号は正・負どちらも予想されており、Roychowdhury (2006) の推定結果の符号とも一致している。日本企業も米国企業同様に Sales や  $\Delta$  Sales が大きくなるほど CFO が大きくなる傾向がある。

Prod モデル (16 式) の推定結果は、売上高 (Sales) および売上高の変化額 ( $\Delta$ Sales) の係数の符号が正値になる傾向がある。一方で前期の売上高変化額 ( $\Delta$ Sales<sub>t-1</sub>) の係数は負値になる傾向がある。これらの係数の符号は Roychowdhury (2006) の推定結果と同様の傾向を示しているが、会計プロセ

3) Garza-Gomez et al. (2001) は Dechow et al. (1998) の会計プロセスモデルから  $\Delta$ CFO (正確には 2 期間の CFO) を会計的発生高 (特に運転資本発生高) の期待値の推定に加えることの論理性について説明している。ただし、この説明でも売上高の操作は仮定されていない。



図表 3 RM 検出モデルの推定結果

| CFO                      |          |         | Prod                  |          |          | DisExp               |         |         |
|--------------------------|----------|---------|-----------------------|----------|----------|----------------------|---------|---------|
|                          | 係数       | t 値     |                       | 係数       | t 値      |                      | 係数      | t 値     |
| const                    | 0.041    | 16.57 a | const                 | -0.071   | -12.20 a | const                | 0.060   | 13.34 a |
| 1/A                      | -173.189 | -3.46 a | 1/A                   | -275.674 | -2.79 a  | 1/A                  | 202.393 | 3.41 a  |
| Sales                    | 0.032    | 12.13 a | Sales                 | 0.814    | 149.33 a | Sales <sub>t-1</sub> | 0.134   | 29.51 a |
| ΔSales                   | 0.023    | 3.05 a  | ΔSales                | 0.066    | 3.53 a   |                      |         |         |
|                          |          |         | ΔSales <sub>t-1</sub> | -0.040   | -2.22 b  |                      |         |         |
| adj.R <sup>2</sup> (平均値) |          | 0.064   |                       |          | 0.857    |                      |         | 0.259   |
| obj.                     |          | 12442   |                       |          | 12442    |                      |         | 12442   |
| ポートフォリオ数                 |          | 240     |                       |          | 240      |                      |         | 240     |

a, b はそれぞれ 1%, 5%水準で統計的に有意であることを示す。

スモデルとは矛盾する推定結果である。

DisExp モデル（17 式）の推定結果は、前期の売上高 (Sales<sub>t-1</sub>) の係数が正値に推定される傾向がある。これは会計プロセスモデルと整合的であり、Roychowdhury (2006) と同様の傾向を示している。

自由度調整済み決定係数の平均値は、CFO モデルが 0.064、Prod モデルが 0.857、DisExp モデルが 0.259 であり、CFO モデルの説明力が低い一方で、Prod モデルと DisExp モデルの説明力が高い。この傾向は Roychowdhury (2006) と異なっている。Roychowdhury (2006) では、各モデルの自由度調整済み決定係数について、CFO モデルが 0.45、Prod モデルが 0.89、DisExp モデルが 0.38 である。なお、本稿と同様に日本企業を対象とした山口 (2011) も自由度調整済み決定係数の値が、CFO モデルで 0.151、Prod モデルで 0.912、DisExp モデルで 0.224 となっており、CFO モデルの説明力は日本と米国で異なっている。

まとめると RM 検出モデルについても AM 検出モデルと同様に、背景となる論理と整合的な安定した推定結果が得られていない。モデルと論理の齟齬は、クロスセクションデータに対する推定の結果生じている可能性がある。本稿では AM / RM の推定モデルについて一般的に利用されるクロスセクション推定に焦点を当てているが、時系列データに対する推定を行うことによって、この違いを明確にできるかもしれない。

### 3 AM/RM 各指標の記述統計・主要財務指標との相関係数

AM / RM 検出モデルで推計された各指標の記述統計は図表 4 に、各指標と主要な財務指標との相関係数は図表 5 にまとめられている。なお RM2 は Ab\_Prod, Ab\_DisExp × (-1) の 2 変数を集計した値であり、RM3 は Ab\_CFO × (-1), Ab\_Prod, Ab\_DisExp × (-1) の 3 変数を集計した値である。

AM 検出モデルについて、平均値はいずれの指標も 0.000 である。これは AM 検出モデルで推計された残差を用いているためである。ΔCFO を含むモデル (CFOJones モデル, CFO 修正 Jones モデル) は、その他のモデルに比べて標準偏差が小さい傾向がある。このことは、図表 3 で確認したように ΔCFO を含めることで検出モデルのあてはまりがよくなるためであると考えられる。

RM について、図表 5 の会計発生高 (ACC) との相関係数は興味深い結果を示している。Ab\_CFO

図表 4 AM / RM 指標の記述統計 ( $n = 12442$ )

|              | Mean  | S.D.  | Min    | Median | Max   |
|--------------|-------|-------|--------|--------|-------|
| AM           |       |       |        |        |       |
| Jones        | 0.000 | 0.032 | -0.167 | 0.000  | 0.143 |
| 修正 Jones     | 0.000 | 0.032 | -0.164 | 0.000  | 0.143 |
| CFOJones     | 0.000 | 0.026 | -0.144 | 0.001  | 0.158 |
| CFO 修正 Jones | 0.000 | 0.026 | -0.150 | 0.001  | 0.151 |
| RM           |       |       |        |        |       |
| Ab_CFO       | 0.000 | 0.039 | -0.165 | -0.001 | 0.166 |
| Ab_Prod      | 0.000 | 0.089 | -0.490 | 0.006  | 0.385 |
| Ab_DisExp    | 0.000 | 0.079 | -0.330 | -0.010 | 0.411 |
| RM2          | 0.000 | 0.160 | -0.823 | 0.016  | 0.586 |
| RM3          | 0.000 | 0.171 | -0.824 | 0.015  | 0.697 |

図表 5 AM / RM 指標と主要財務指標の相関係数 ( $n = 12442$ )

|              | ACC    | CFO    | Prod   | SGA    | Sales  | COGS   | Dep    | Assets | AR     | INV    | PPE    |
|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| AM           |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| Jones        | 0.835  | -0.557 | -0.011 | -0.049 | -0.032 | -0.028 | -0.180 | 0.101  | 0.113  | 0.105  | 0.000  |
| 修正 Jones     | 0.831  | -0.547 | 0.001  | -0.046 | -0.022 | -0.019 | -0.182 | 0.121  | 0.122  | 0.113  | 0.000  |
| CFOJones     | 0.674  | -0.353 | -0.021 | -0.059 | -0.033 | -0.030 | -0.217 | 0.123  | 0.131  | 0.120  | 0.000  |
| CFO 修正 Jones | 0.680  | -0.357 | -0.012 | -0.055 | -0.026 | -0.024 | -0.216 | 0.145  | 0.144  | 0.125  | 0.000  |
| RM           |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| Ab_CFO       | -0.583 | 0.902  | -0.101 | 0.012  | 0.000  | -0.089 | 0.307  | 0.163  | -0.161 | -0.142 | 0.221  |
| Ab_Prod      | 0.002  | -0.275 | 0.322  | -0.619 | 0.000  | 0.307  | 0.057  | -0.064 | 0.152  | 0.021  | 0.135  |
| Ab_DisExp    | 0.011  | 0.033  | -0.229 | 0.745  | 0.057  | -0.238 | -0.063 | 0.047  | -0.104 | 0.064  | -0.149 |
| RM2          | -0.004 | -0.169 | 0.291  | -0.709 | -0.028 | 0.287  | 0.063  | -0.059 | 0.135  | -0.020 | 0.148  |
| RM3          | 0.129  | -0.363 | 0.295  | -0.665 | -0.026 | 0.288  | -0.011 | -0.092 | 0.163  | 0.014  | 0.088  |

と ACC の相関係数は  $-0.583$  であり,  $\text{Ab\_CFO} \times (-1)$  を含む RM3 も ACC との相関係数は  $0.129$  でどちらも統計的に有意な相関がある。このことは, CFO を考慮した RM が発生高と相関することを示している。

#### 4 モデル間の比較

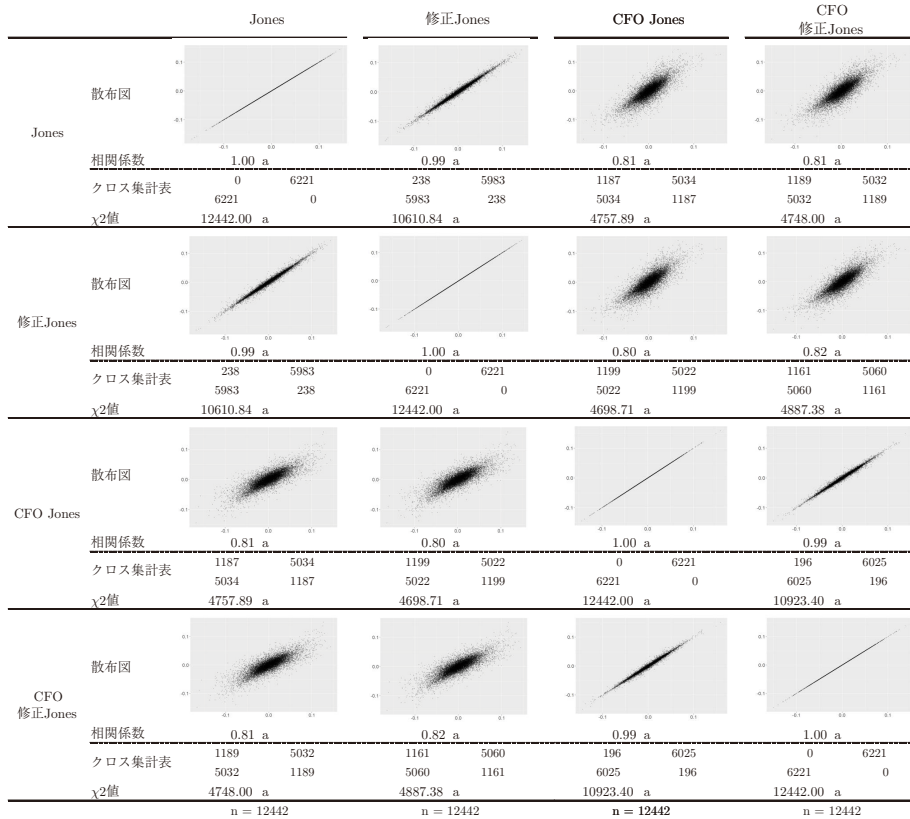
図表 6 には AM 検出モデルによって推計された各指標の散布図, 相関係数, クロス集計表および  $\chi^2$  値がまとめられている。クロス集計表は各変数の中央値で分割した観測度数を表している。

いずれの指標においても, 相関係数および  $\chi^2$  値は 1%水準で有意となった。このため, いずれの AM 検出モデルを用いても, 推定される指標の主成分に大きな違いはないと考えられる。

Dechow et al. (1995) の売上高の修正に関して,  $\text{adj\_}\Delta\text{Sales}$  の影響を観察すると, Jones モデルと修正 Jones モデルで推計される指標間, および CFOJones モデルと CFO 修正 Jones モデルで推計される指標間の相関係数 ( $\chi^2$  値) はそれぞれ  $0.99$  ( $10610.84$ ),  $0.99$  ( $10923.40$ ) であり, 非常に強い正の相関がある。 $\Delta\text{Sales}$  と  $\text{adj\_}\Delta\text{Sales}$  のどちらの変数を推定モデルに使用しても, AM の指標はおおむね同様の傾向を示すと考えられる。

次に  $\Delta\text{CFO}$  の修正に関して, Jones モデルと CFOJones モデル, および修正 Jones モデルと CFO 修正 Jones モデルによる指標間の相関係数 ( $\chi^2$  値) は, それぞれ  $0.81$  ( $4757.89$ ),  $0.82$  ( $4887.38$ ) である。売上高の修正と比較すると,  $\Delta\text{CFO}$  の修正の有無によって指標間の相関係数はやや小さくなっており, 散布図で観察される分布にも変化が生じる。したがって, AM を捕捉する指標を用いた

図表 6 AM 指標の比較



図表 6 は各裁量の発生高推定モデルによって得られた裁量の発生高の分布を示している。クロス集計表は中央値を基準として集計した。a は 1%水準で統計的に有意であることを示す。

分析を行う際には、 $\Delta$ CFO のコントロールの有無を確認することが、分析結果の頑健性の確認には重要であると考えられる。

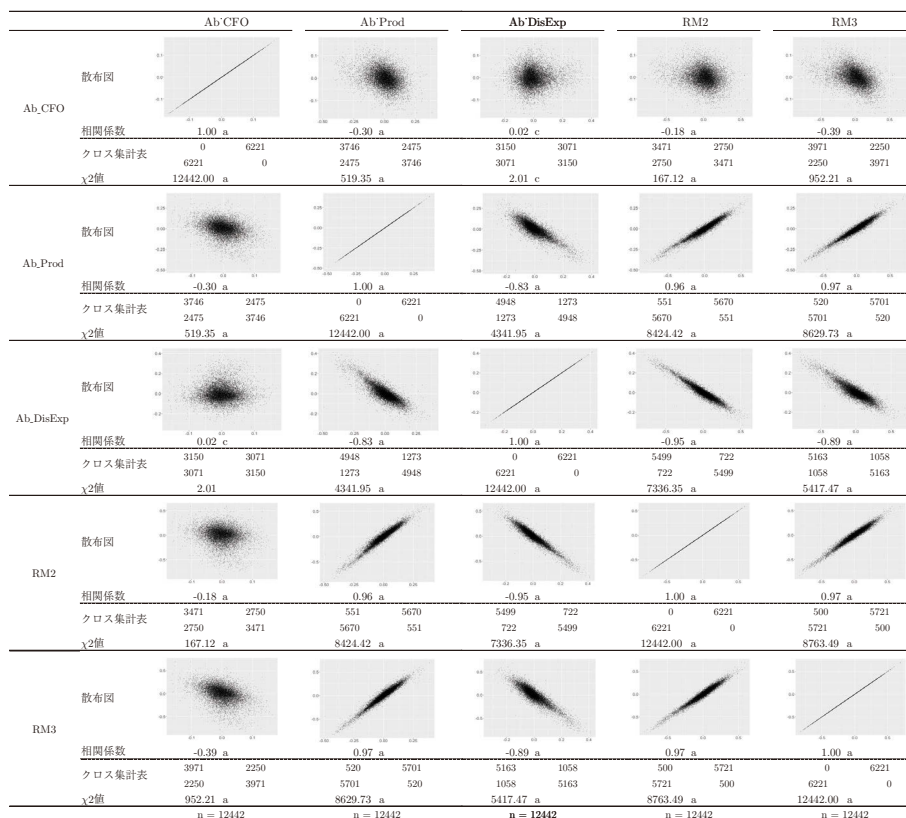
図表 7 には Roychowdhury (2006) モデルによって推計された RM 指標の散布図、相関係数、クロス集計表および  $\chi^2$  値をまとめている。

Ab\_CFO と Ab\_DisExp 間の相関係数 (0.02) は統計的に 10%水準で有意であるものの、それ以外の変数間では相関係数、 $\chi^2$  値ともにすべて 1%水準で有意な結果が析出された。ここから、RM の各指標はおおむね同様の主成分を有していると考えられる。特に、Ab\_Prod と Ab\_DisExp 間では強い負の相関 ( $-0.83$ ) が示されており、企業は両者を同時に RM に用いている可能性が示唆される。

ただし、散布図を観察すると各指標の相関係数から受ける印象とは異なるデータの挙動が見て取れる。特に Ab\_CFO は各指標との相関関係が弱いものの、Ab\_CFO と Ab\_Prod、Ab\_CFO と Ab\_DisExp の間の相関係数はそれぞれ  $-0.30$ 、 $0.02$  であり、いずれの指標も同一方向の RM をとらえているようにみえる。しかし、散布図をみると Ab\_CFO は他の RM 指標との一致性が小さく、他の RM 指標とは異なる情報を多く含んでいる可能性がある。

なお、Ab\_CFO を含む RM3 と Ab\_CFO を含まない RM2 の相関係数は非常に大きな値 (0.97)

図表 7 RM 指標の比較



図表 7 は実体的裁量行動の各指標の分布を示している。クロス集計表は中央値を基準として集計した。a, c はそれぞれ 1%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

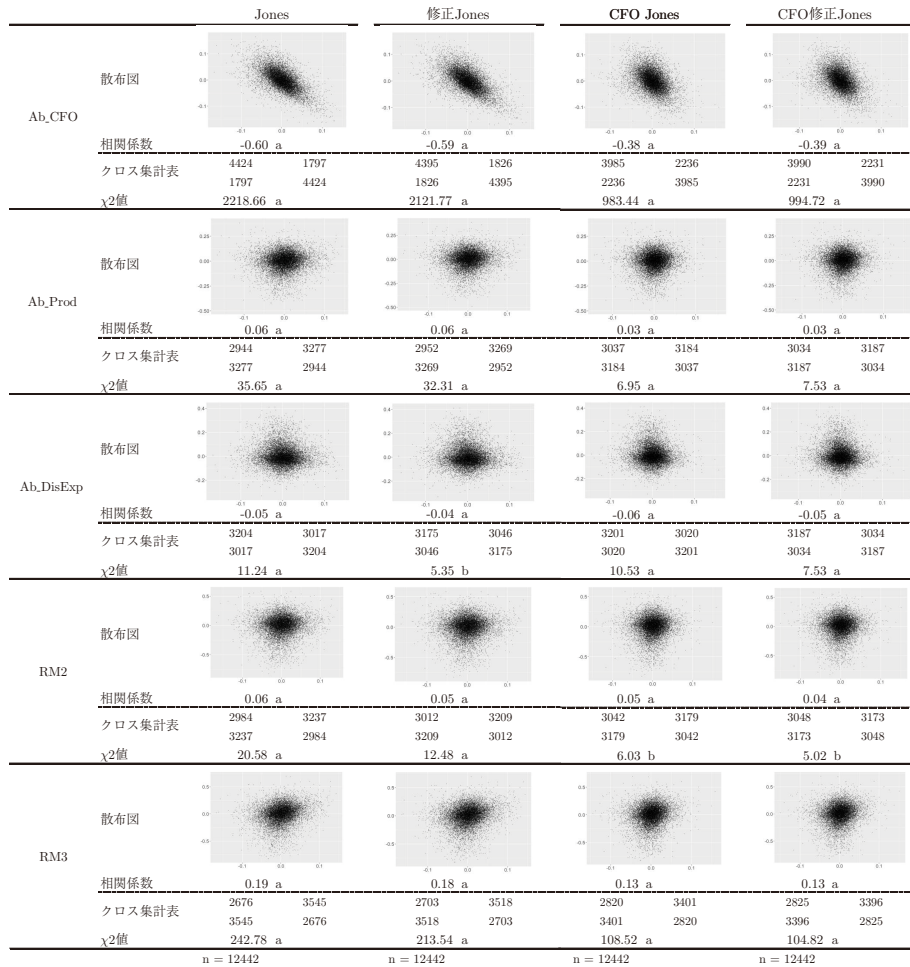
を示している。このことから、RM2 と RM3 はいずれも Ab\_Prod と Ab\_DisExp の影響を強く受けることがわかる。

図表 8 には AM/RM 検出モデルで推計された AM と RM の各指標間の散布図、相関係数、クロス集計表および  $\chi^2$  値をまとめている。

まず RM の代理変数の 1 つである Ab\_CFO は、Jones モデルおよび修正 Jones モデルで推定した AM 指標との相関係数が大きく、それぞれ  $-0.60$ 、 $-0.59$  である。この傾向は  $\Delta CFO$  を考慮した CFOJones モデルと CFO 修正 Jones モデルではやや緩和されるものの、散布図からも負の相関関係を観察できる。興味深いことに Ab\_CFO と各 AM 指標との強い相関は、図表 7 で示された他の RM 指標との間の相関係数よりも大きい。

このことから、Ab\_CFO による RM の検出について 2 つの解釈が考えられる。1 つは、AM と RM に共通する経営者のインセンティブを捕捉している可能性である。もう 1 つは、Ab\_CFO と AM 指標（裁量的発生高）の計算過程で生じるシステムティックな相関関係である。後者について、会計利益の構成要素のうち、CFO ではない部分は発生高であるため、CFO の変化による発生高の変化（あるいはその逆）をとらえている可能性である。なお、Ab\_CFO( $\times -1$ ) を含んだ RM3 についても、

図表 8 AM / RM 指標の比較



図表 8 は会計的裁量行動と実体的裁量行動の各指標の分布を示している。クロス集計表は中央値を基準として集計した。a, b はそれぞれ 1%, 5%水準で統計的に有意であることを示す。

裁量的発生高との正の相関が観察される。これらのことから、Ab\_CFO,あるいは Ab\_CFOを含む RM3 を AM 指標と比較する分析を行う場合には注意が必要であり、分析の頑健性を確かめるために Ab\_CFO を含まない RM2 などの指標を確認することが望ましいといえる。

#### IV 利益調整推計モデルと利益の関係

AM / RM 指標と会計利益の関係について、散布図、相関係数、クロス集計表および  $\chi^2$  値を用いて確認する。会計利益と利益調整の関係について分析する際には、Burgstahler and Dichev (1997) で用いられたヒストグラムによる分析が多い。本稿では AM / RM の各指標の大きさと利益ベンチマーク（利益の範囲）の両方を観察するために散布図を用いる。利益ベンチマークには、損失回避 [ $NI \geq 0$ ],

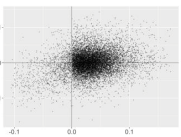
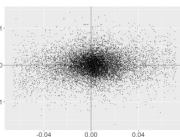
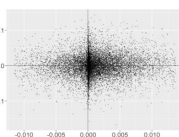
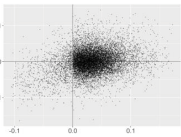
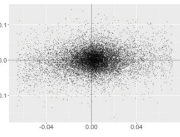
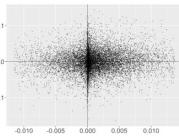
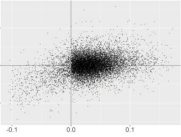
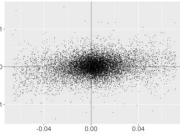
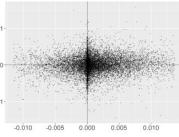
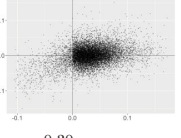
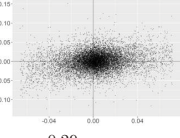
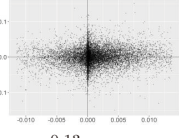
減益回避 [ $\Delta NI \geq 0$ ], 経営者予想利益の達成 [ $NIFER(= ForecastNI - NI)$ ] の3つに注目する。

なお NIFER の分析サンプルは、第 III 節で選択した分析サンプル 12442 企業-年のうち、当期純利益の経営者業績予想データを公表した 12423 企業-年を用いている。

## 1 AM 検出モデルと利益の関係

図表 9 には会計発生高モデルによって推計された裁量的発生高と利益ベンチマーク間の散布図、相

図表 9 利益ベンチマークと AM 指標の関係

|              |        | NI  |      | $\Delta NI$   |      | NIFER  |      |
|--------------|--------|---|------|---|------|--|------|
| Jones        | 散布図    |    |      |    |      |    |      |
|              | 相関係数   | 0.22 a  |      | 0.15 a  |      | 0.09 a   |      |
|              | クロス集計表 | 381   | 5860 | 2602  | 3639 | 1831   | 4397 |
|              |        | 846   | 5355 | 2770  | 3431 | 2012   | 4183 |
|              |        | $\chi^2$ 値  |      | 198.84 a  |      | 11.24 a  |      |
|              |        |   |      |   |      | 13.77 a  |      |
| 修正 Jones     | 散布図    |    |      |    |      |    |      |
|              | 相関係数   | 0.23 a  |      | 0.18 a  |      | 0.10 a   |      |
|              | クロス集計表 | 373   | 5867 | 2533  | 3707 | 1813   | 4414 |
|              |        | 854   | 5348 | 2839  | 3363 | 2030   | 4166 |
|              |        | $\chi^2$ 値  |      | 212.46 a  |      | 34.05 a  |      |
|              |        |   |      |   |      | 19.34 a  |      |
| CFO Jones    | 散布図    |  |      |  |      |  |      |
|              | 相関係数   | 0.30 a  |      | 0.26 a  |      | 0.12 a   |      |
|              | クロス集計表 | 336   | 6011 | 2357  | 3969 | 1814   | 4522 |
|              |        | 891   | 5204 | 3015  | 3101 | 2029   | 4058 |
|              |        | $\chi^2$ 値  |      | 304.13 a  |      | 144.84 a   |      |
|              |        |   |      |   |      | 32.14 a  |      |
| CFO 修正 Jones | 散布図    |  |      |  |      |  |      |
|              | 相関係数   | 0.30 a  |      | 0.29 a  |      | 0.13 a   |      |
|              | クロス集計表 | 315   | 6011 | 2357  | 3969 | 1789   | 4525 |
|              |        | 912   | 5204 | 3015  | 3101 | 2054   | 4055 |
|              |        | $\chi^2$ 値  |      | 345.10 a  |      | 183.67 a   |      |
|              |        |   |      |   |      | 40.65 a  |      |
|              |        | n = 12442   |      | n = 12442   |      | n = 12423  |      |

図表 9 は会計的裁量行動を示す各指標と利益指標についての分布を示している。クロス集計表はゼロを基準に集計した。a は 1%水準で統計的に有意であることを示す。

関係数、クロス集計表および  $\chi^2$  値をまとめている。クロス集計表は各変数がゼロ未満かゼロ以上で分割した観測度数を表しており、 $\chi^2$  値はこの観測度数に対する統計量を示している。

まずすべての変数間で  $\chi^2$  値は 1%水準で有意となり、AM 指標と利益ベンチマークの間には関連性がないという帰無仮説が棄却される。

各 AM 指標と NI の散布図およびクロス集計表から観測値の分布を観察すると、第 1 象限の方が第 4 象限よりも観測値が多くなっている。逆に第 2 象限と第 3 象限を比較すると、第 3 象限に分布する観測値が多くなる傾向がある。これらは、主に 2 通りの解釈が成り立つであろう。1 つ目の解釈は、 $NI \geq 0$  を達成した企業では利益増加型の AM を選択し、未達だった企業では利益減少型の AM を選択する傾向があることである。2 つ目の解釈は、AM 指標が会計利益の傾向と正の相関をもつ、言い換えれば AM 指標が正確に推計できていないということである。このような傾向は  $\Delta NI$  および NIFER の場合でも観察される。

## 2 RM 検出モデルと利益の関係

図表 10 には RM の各指標と利益ベンチマーク間の散布図、相関係数、クロス集計表および  $\chi^2$  値をまとめている。AM 指標と同様にクロス集計表は各変数がゼロ未満かゼロ以上で分割した観測度数を表しており、 $\chi^2$  値はこの観測度数に対する統計量を示している。

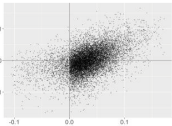
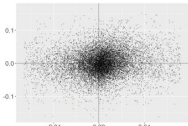
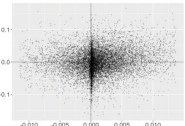
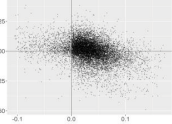
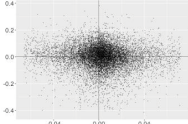
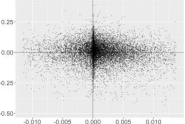
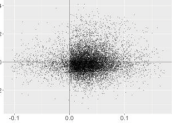
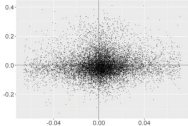
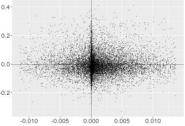
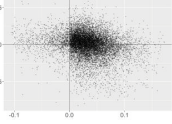
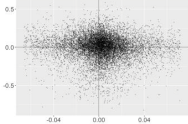
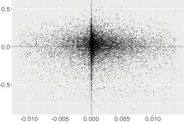
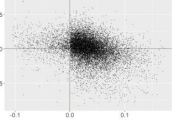
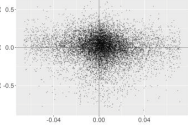
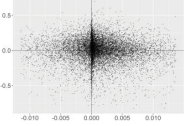
RM は利益増加型のみが想定されている。そのため特定の利益の範囲において相対的に RM を行っている場合、Ab\_Prod, RM2, RM3 では第 1 象限もしくは第 2 象限に観測値が分布すると予想され、Ab\_CFO, Ab\_DisExp では第 3 象限もしくは第 4 象限に多くの観測値が分布すると予想される。

ここで、Ab\_Prod, Ab\_DisExp, RM2, RM3 については、いずれも NI が正值の場合に、積極的に RM を行っていることを示す範囲に観測値の分布が集中している。一方で、特徴的なのは NI が負値の場合にも、Ab\_Prod, Ab\_DisExp, RM2, RM3 について、積極的に RM を行っていることを示す範囲に観測値の分布が集中していることである。特に、Ab\_Prod, RM2, RM3 は第 3 象限に分布する観測値の割合が、Ab\_DisExp については第 2 象限に分布する観測値の割合が極端に少ない。例えば、Ab\_Prod について、利益が正值であるが RM が小さい第 4 象限と RM が大きい第 1 象限の比は 0.93 であるのに対して、利益が負値であるが RM が小さい第 3 象限と RM が大きい第 2 象限の比は 0.39 である。つまり利益ベンチマークに達していない場合に RM が相対的に大きな値をとる観測値が多いことがわかる。この傾向は、Ab\_Prod, Ab\_DisExp, RM2, RM3 に共通であり、また NI 以外のベンチマークについても同様の傾向がみられる。この特徴は、図表 9 で確認した AM 指標とベンチマークの関係とは異なっている。

RM 指標の中で、利益ベンチマークとの関係において異質なのが Ab\_CFO である。Ab\_CFO と利益ベンチマークの関係は、NI が正の範囲では積極的な RM を示さない範囲（第 1 象限）に多くの観測値が分布しており、NI が負値の範囲では積極的な RM を示す範囲（第 3 象限）に多くの観測値が分布している。これは AM の推定結果を示す図表 9 と対照的である。



図表 10 利益ベンチマークと RM 指標の関係

|           |        | NI  |      | $\Delta$ NI   |      | NIFER  |      |
|-----------|--------|---|------|---|------|--|------|
| Ab.CFO    | 散布図    |    |      |    |      |    |      |
|           | 相関係数   | 0.48 a  |      | 0.07 a  |      | 0.13 a   |      |
|           | クロス集計表 | 300   | 5799 | 2388  | 3711 | 1784   | 4305 |
|           |        | 927   | 5416 | 2984  | 3359 | 2059   | 4275 |
|           |        | $\chi^2$ 値  |      | 328.82 a  |      | 78.89 a  |      |
|           |        |   |      |   |      | 14.96 a  |      |
| Ab.Prod   | 散布図    |    |      |    |      |    |      |
|           | 相関係数   | -0.34 a   |      | -0.03 a   |      | -0.07 a  |      |
|           | クロス集計表 | 883   | 5799 | 3010  | 3672 | 2118   | 4554 |
|           |        | 344   | 5416 | 2362  | 3398 | 1725   | 4026 |
|           |        | $\chi^2$ 値  |      | 182.53 a  |      | 20.57 a  |      |
|           |        |   |      |   |      | 4.43 b   |      |
| Ab.DisExp | 散布図    |    |      |    |      |    |      |
|           | 相関係数   | 0.05 a  |      | 0.05 a  |      | 0.00   |      |
|           | クロス集計表 | 490   | 4866 | 2193  | 3163 | 1684   | 3669 |
|           |        | 737   | 6349 | 3179  | 3907 | 2159   | 4911 |
|           |        | $\chi^2$ 値  |      | 5.38 b  |      | 19.09 a  |      |
|           |        |   |      |   |      | 1.21   |      |
| RM2       | 散布図    |  |      |  |      |  |      |
|           | 相関係数   | -0.21 a   |      | -0.04 a   |      | -0.04 a  |      |
|           | クロス集計表 | 830   | 6044 | 3121  | 3753 | 2155   | 4706 |
|           |        | 397   | 5171 | 2251  | 3317 | 1688   | 3874 |
|           |        | $\chi^2$ 値  |      | 84.60 a   |      | 31.04 a  |      |
|           |        |   |      |   |      | 1.62   |      |
| RM3       | 散布図    |  |      |  |      |  |      |
|           | 相関係数   | -0.31 a   |      | -0.06 a   |      | -0.06 a  |      |
|           | クロス集計表 | 905   | 5849 | 3118  | 3636 | 2136   | 4606 |
|           |        | 322   | 5366 | 2254  | 3434 | 1707   | 3974 |
|           |        | $\chi^2$ 値  |      | 208.00 a  |      | 53.79 a  |      |
|           |        |   |      |   |      | 3.86 b   |      |
|           |        | n = 12442   |      | n = 12442   |      | n = 12423  |      |

クロス集計表はゼロを基準に集計した。a, b は 1%, 5%水準で有意であることを示す。



## V ま と め

本稿では、企業の利益調整行動を検出するモデルについて、概観し、推定方法や変数の特徴について比較検討した。AM の検出モデルとして、Jones モデル、修正 Jones モデル、CFOJones モデル、CFO 修正 Jones モデルを用いた。また、RM の検出モデルとして Roychowdhury (2006)、Cohen et al. (2008)、Zang (2012) の方法に依拠し、Ab\_CFO、Ab\_Prod、Ab\_DisExp、RM2、RM3 を用いた。

分析の結果、AM の検出モデルは  $\Delta\text{CFO}$  をコントロールするか否かによって、モデルの推定結果や推計される AM 指標の特徴が異なることが明らかとなった。一方、RM を検出するモデルでは、Ab\_CFO の推定式の説明力が小さく、また、Ab\_CFO は他の RM 指標とは異なる性質をもっていることが示された。さらに AM 指標と RM 指標の 1 つである Ab\_CFO には負の関係が散布図からも観察されるほど明確であることもわかった。

利益ベンチマークとの関係について、AM 指標は会計利益と正の相関を有する傾向がある一方、RM 指標は会計利益の範囲とは無関係に全体として正值に観測値が分布しており、特に会計利益の範囲が負値の場合で AM と RM の傾向が異なっている。会計利益との関係においても Ab\_CFO には他の RM 指標とは異なる傾向が観察される。

本稿は、あくまで AM や RM の指標の性質を観察するものであり、いずれの推定方法や指標が優れているかを示すものではない。しかしながら、AM や RM の各指標には、それぞれ異なる性質があり、これらの変数を用いた分析を行う際には、複数の指標による頑健性のテストを行うことが望ましい。

## 参 考 文 献

- 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』第 19 巻、第 34 号 57-76 ページ。
- 須田一幸・山本達司・乙政正太 (2007) 『会計操作 その実態と識別法、株価への影響』ダイヤモンド社。
- 國村道雄 (1986) 『現代資本市場の分析』東洋経済新報社。
- Baber, W. R., Fairfield, P. M. and Haggard, J. A. (1991) “The effect of concern about reported income on discretionary spending decisions: the case of research and development,” *The Accounting Review*, 66(4), pp. 818-829.
- Bens, D., Nagar, V., Skinner, D. J. and Franco Wong, M. H. (2003) “Employee stock options, EPS dilution and stock repurchases,” *Journal of Accounting and Economics*, 36(1-3), pp. 51-90.
- Burgstahler, D., and Dichev, I. (1997) “Earnings management to avoid earnings decreases and losses,” *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), pp. 99-126.
- Cohen, D. A., Dey, A. and Lys, T. Z. (2008) “Real and accrual-based earnings management in the pre- and post-sarbanes-oxley periods,” *The Accounting Review*, 83(3), pp. 757-787.
- Dechow, P. M. and Sloan, R. G. (1991) “Executive incentives and the horizon problem: An empirical investigation,” *Journal of Accounting and Economics*, 14(1), pp. 51-89.
- Dechow, P. M., Kothari, S. P. and Watts, R. L. (1998) “The relation between earnings and cash flows,” *Journal of Accounting and Economics*, 25(2), pp. 133-168.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G. and Sweeney, A. P. (1995) “Detecting earnings management,” *The Accounting Review*, 70(2), pp. 193-225.
- Garza-Gomez, X., Okumura, M. and Kunimura, M. (2001) “Discretionary accruals model and the accounting process,” *Kobe Economic and Business Review*, 45, pp. 103-135.

- Healy, P. M. (1985) "The effect of bonus schemes on accounting decisions," *Journal of Accounting and Economics*, 7(1-3), pp. 85–107.
- Jones, J. J. (1991) "Earnings management during import relief investigations," *Journal of Accounting Research*, 29(2), pp. 193–228.
- Kasznik, R. (1999) "On the association between voluntary disclosure and earnings management," *Journal of Accounting Research*, 37(1), pp. 57–81.
- Roychowdhury, S. (2006) "Earnings management through real activities manipulation," *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), pp. 335–370.
- Zang, A. Y. (2012) "Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management," *The Accounting Review*, 87(2), pp. 575–703.
- Zmijewski, M. E. and Hagerman, R. L. (1981) "An income strategy approach to the positive theory of accounting standard setting/choice," *Journal of Accounting and Economics*, 3(2), pp. 129–149.