

発生項目の質, 財務特性と  
キャッシュ・フロー予測の分析

田澤 宗裕

名古屋市立大学大学院経済学研究科  
博士後期課程

2003年11月7日

## 発生項目の質、財務特性とキャッシュ・フロー予測の分析\*

田澤 宗裕\*\*

名古屋市立大学大学院経済学研究科博士後期課程

### 1. はじめに

発生主義会計の下で算出される利益は、キャッシュ・フローに付随する認識時期及び費用収益対応の問題が発生項目によって調整されているため、企業の業績尺度として優れていることが知られている(Dechow, 1994)。このような発生項目による調整は、利益に対するキャッシュ・フローの計上時期をシフトさせることを通じて行なわれる。そのため、発生項目には、当期(過去)のキャッシュ・フローを将来の利益に繰り延べる役割と、将来のキャッシュ・フローを当期(過去)の利益に見越す役割が存在する。このように発生項目には翌期以降に資金化される成分(i.e. 受取勘定)が含まれているため、キャッシュ・フローの予測においては、発生項目を含んだ利益を用いる方がキャッシュ・フローそれ自体を用いるよりも、予測精度が高くなると考えられている。Barth et al. (2001)は、Dechow et al. (1998)のモデルに基づいて、将来キャッシュ・フローを利益とその変動によって予測する「利益モデル」(“Aggregate Earnings” model)とキャッシュ・フローと発生項目の各成分によって予測する「発生項目成分モデル」(“Cash Flow and Components of Accruals” model)の2つの予測モデルを比較し、クロスセクション分析においては発生項目成分モデルの適合性がより高いという結果を示している。わが国においても、吉田(2002)が、利益モデル、発生項目成分モデル、ナীবモデルの3つの予測モデルの精度について、実際の予測誤差を計測する手法を用いて厳密な比較検討を行なっている。その結果、全サンプルまたは産業別サンプルにおける時系列分析及びクロスセクション分析の各々において、予測モデルに精度の違いが生じており、どのモデルが優れているかについては一概には判断できないという結論に達している。

一方、Dechow and Dichev (2002)は、将来キャッシュ・フロー(または利益)との関係における発生項目

---

\* 本稿の作成に当たり、吉田和生先生(名古屋市立大学大学院)から有益かつ貴重なコメントを賜りました。また、本稿は第2回(平成15年度)名古屋市立大学経済学会研究支援基金より援助を受けております。ここに記して、心より御礼申し上げます。なお、本稿において有り得べき誤りは、全て筆者の責任に帰するところでありませぬ。

\*\* E-mail address: tazawa\_moto@hotmail.com

の質について分析している。将来の資金化額を表わす発生項目の評価においては、見越し計上を伴うために経営者の見積もりが介入する。このような見積もりにおいて大きな誤差が生じる場合には発生項目の質は低くなり、対応する将来キャッシュ・フローの発生時にその見積もり誤差の修正が求められる。これに対して、正確な見積もりを伴う発生項目は質が高く、対応する将来キャッシュ・フローの実現値との差異は小さい。Dechow and Dichev (2002)は、運転資本発生項目を前期・当期・翌期の営業キャッシュ・フローへ回帰したモデルにおける残差の標準誤差を使用して、発生項目の質を推定している。そして、利益の持続性(earnings persistence)、営業資金サイクル(operating cycle)、企業規模、各種の利益変数のボラティリティ等によって示される企業の財務特性と発生項目の質との間に一定の関係があることを析出している。

Dechow and Dichev (2002)の議論をキャッシュ・フロー予測の観点から考察すれば、発生項目の質が高い企業においては、発生項目による将来キャッシュ・フローの見積もり誤差が小さいため、キャッシュ・フロー予測モデルの精度が向上すると期待される。また、発生項目の質と関連のある財務特性についても、キャッシュ・フロー予測との関係が予想される。特に、キャッシュ・フロー予測モデルは Dechow et al. (1998)における定常的な仮定に基づいているため、財務特性によって示される経営環境の不確実性等の影響を強く受けると考えられる。

本稿では、発生項目の質と財務特性との関係を吟味した上で、それらと将来キャッシュ・フロー予測モデルによる予測精度との関係を分析する。本稿で使用する将来キャッシュ・フロー予測モデルは、利益モデル、発生項目成分モデル、ナイーブモデルである。本稿の分析を通じて、キャッシュ・フロー予測モデルの適用方法やその構築に関する考察において必要となる知見が得られるものと期待される。

## 2. 発生項目の質と予測モデル

Dechow and Dichev (2002)は、発生項目がキャッシュ・フローの実現値への写像となる程度を発生項目の質と定義し、次式を用いてその議論を行なっている。<sup>1</sup>

$$\begin{aligned} A_t &= (CF_{t+1}^t + e_{t+1}^t) + (-CF_t^{t-1} - e_t^{t-1}) + (-CF_t^{t+1}) + CF_{t-1}^t \\ &= CF_{t-1}^t - (CF_t^{t+1} + CF_t^{t-1}) + CF_{t+1}^t + e_{t+1}^t - e_t^{t-1} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $A_t$ は  $t$  期の発生項目、 $CF_t^s$ は  $t$  期に生じるキャッシュ・フローのうち  $s$  期の利益に認識される部分、

---

<sup>1</sup> ここでは、経営者の裁量行動による恣意的な影響とそうでない影響との識別はせず、それらの総合的な帰

$e_{t+1}$ はt期に認識された発生項目とそれに対応するt+1期のキャッシュ・フローの実現値との差異で表わされる見積り誤差である。見積り誤差(e)は相互に独立であり、キャッシュ・フローの実現値とも独立であると仮定する。<sup>2</sup>また、発生項目の各成分は隣接する期において反転(reverse)し、長期発生項目及び非資金発生項目は存在しないものと仮定する。<sup>3</sup>この仮定は、以下の予測モデルにおいても同様である。

(1)式1行目の第1項、第2項は、キャッシュ・フローの発生よりも利益への認識が先行するケースにおいて、見越し計上を行なう発生項目の成分を表わしている。見越し計上には経営者による見積りが介入するため、翌期に発生するキャッシュ・フローの実現値との間において見積り誤差が生じる。このうち第1項の誤差は当期の見積りにおいて生じるものであり、第2項の誤差はキャッシュ・フローが実際に発生することによって確定する前期の見積り誤差に対する修正勘定となっている。第3項、第4項については、利益への認識よりもキャッシュ・フローの発生が先行するケースにおいて、繰り延べ計上を行なう発生項目の成分を表わしている。この場合には、キャッシュ・フローの実現値が既に確定しているため、見積り誤差の問題は生じない。

Dechow and Dichev (2002)は、将来キャッシュ・フローの見積り誤差が大きい(小さい)場合に発生項目の質が低く(高く)なるとしている。<sup>4</sup>このように将来キャッシュ・フローとの関係で定義される発生項目の質は、発生項目の役割に依存した将来キャッシュ・フロー予測に対する重要な影響要因になるといえる。

さらに、Dechow and Dichev (2002)は発生項目の質と財務特性との関係についても議論しており、次の様な予測を示している。<sup>5</sup>(1)営業資金サイクルが長くなるほど、企業が直面する不確実性が大きくなるため、発生項目に含まれる将来キャッシュ・フローの見積り誤差が大きくなり、発生項目の質は低くなる。(2)規模の大きな企業ほど、多角化による事業リスクの分散効果などによって安定した経営がなされる可能性が高くなるため、見積り誤差が小さくなり、発生項目の質は高くなる。(3)売上及びキャッシュ・フローのボラティリティが大きい、あるいは赤字利益の発生頻度が高い企業ほど、より不確実な経営環境に直面する可能性が高くなるため、見積り誤差が大きくなり、発生項目の質は低くなる。(4)利益及び発生項目のボラティリティや発生項目の絶対値が大きい企業ほど、将来キャッシュ・フローの予測可能性が低下

---

結として発生項目の質を捉える。

<sup>2</sup> Dechow and Dichev (2002), McNichols (2002)は、経営者の裁量行動による見積り誤差は、一般的には相互に依存しており、キャッシュ・フローの実現値とも関連する可能性があることを指摘している。

<sup>3</sup> McNichols (2002)は、棚卸資産の低下評価減等の次期に反転する非資金発生項目や減価償却費等の長期発生項目を考慮しない点について、モデルの適用可能性に限界があると指摘している。

<sup>4</sup> このように発生項目の質を見積り誤差の絶対値で解釈することは、将来キャッシュ・フローに関する過大見積りと過小見積りが等しく対称的に利益の質に影響を与えることを前提としている。

<sup>5</sup> 発生項目の質と財務特性とを関連付ける利点としては、財務特性が比較的簡単に得られやすい指標であるのに対して、(次節で述べる通り、)発生項目の質の推計に必要なデータ及び手法には実用上の制約が多いことがあげられる(Dechow and Dichev, 2002)。

し、見積もり誤差を含む可能性が高くなるため、発生項目の質は低くなる。<sup>6</sup>以上に加えて本稿では次の2点についても着目する。(5)発生項目に負のバイアスがかかる(平均発生項目 < 0)ほど、保守的な会計によって利益の持続性が低められている可能性があるため、発生項目の質は低くなる。(6)個別企業毎に推計した利益の持続性が低いほど、発生項目の質は低くなる。<sup>7</sup>

次に、本稿では発生項目の質とキャッシュ・フロー予測の関係を分析するが、予測誤差を計測するために用いる予測モデルについて説明する。まず、モデルの前提となる Dechow et al. (1998)の仮定を簡単に示す。

- 〈仮定〉 (1)  $S_t = S_{t-1} + u_t$ ,  $E(u_t) = 0$ ,  $\text{var}(u_t) = \sigma^2$ ,  $\text{cov}(u_t, u_{t-d}) = 0$  (S:売上高)  
 (2)  $E_t = \pi S_t$  (E:利益,  $\pi$ :売上純利益率)  
 (3)  $AR_t = \alpha S_t$  (AR:受取勘定,  $\alpha$ :定数)  
 (4)  $AP_t = \beta P_t$  (AP:支払勘定, P:仕入高,  $\beta$ :定数)  
 (5)  $INV_t = \gamma_1(1-\pi)S_t - \gamma_1\gamma_2(1-\pi)u_t$  (INV:棚卸資産,  $\gamma_1$ :Sに対する目標在庫割合,  $\gamma_2$ :調整速度)  
 (6)  $A_t = \Delta AR_t + \Delta INV_t - \Delta AP_t$

この仮定の下で、Dechow et al. (1998), Barth et al. (2001)は次の予測式を導出している。

〈利益モデル〉

$$E[CF_{t+1}] = E_t - \gamma_1(1-\pi)\pi^{-1}[\beta + \gamma_2(1-\beta) - \beta\gamma_2](E_t - E_{t-1}) - \beta\gamma_1\gamma_2(1-\pi)\pi^{-1}(E_{t-1} - E_{t-2}) \quad (2)$$

〈発生項目成分モデル〉

$$E[CF_{t+1}] = CF_t + [1 - (1-\beta)\gamma_1\gamma_2(1-\pi)\alpha^{-1}]\Delta AR_t + (1-\beta)\Delta INV_t - \Delta AP_t \quad (3)$$

利益モデルは当期の利益と当期・前期の利益変動によって将来キャッシュ・フローを予測するが、発生項目成分モデルは当期の利益の各構成項目によって予測する。理論的には両モデルの予測能力は等しく、その予測誤差は最小分散となる。しかし、それは先に示したような定常的な仮定が満たされていることが

<sup>6</sup> 発生項目のレベルは、Sloan (1996)が提案した発生項目の質の尺度として知られている。

<sup>7</sup> 利益の持続性は、利益の質に関する指標の1つである(Penman, 2001)。(1)式の両辺に  $CF_t (= CF_t^{t-1} + CF_t^t + CF_t^{t+1})$ を足すと、利益がキャッシュ・フローの見積もり誤差(e)に依存していることが分かる。キャッシュ・フローの時系列特性を一定とすれば、見積もり誤差が大きいほど、利益の持続性は低下する。

前提であり、通常、現実の経済は仮定から乖離しているため、発生項目における見積もり誤差を示す発生項目の質や経営環境の不確実性等を示す財務特性が問題となる。

第一に、発生項目の質が高い場合には、キャッシュ・フロー予測モデルにおける予測精度が向上すると期待される。これは、発生項目の機能が、両モデルにおいて同様に織り込まれているからである。第二に、財務特性は発生項目の質と一定の関係を有していることが予想されるが、これらの財務特性が直接的・補完的に予測精度に影響を及ぼすことも考えられる。特に、予測の対象となっているキャッシュ・フローについては、それ自体のボラティリティが予測精度に大きな影響を与えるはずである。実際のキャッシュ・フロー予測において、Dechow and Dichev (2002)の発生項目の質がそれと関連する財務特性を織り込んだ総合的な指標として機能し得るかを吟味する必要があるだろう。

### 3. リサーチ・デザイン

#### (1) サンプルと変数の定義

本稿では、金融保険業を除く全上場企業を分析対象企業とし、1975年4月期から2002年4月期までのデータを使用している。運転資本発生項目及び営業キャッシュ・フローの計算にラグ変数を用いると共に、各企業の発生項目の質、予測モデルのパラメータ等の推定に12年間の時系列データを使用するため、分析期間は1989年4月期から2001年4月期までとなっている。また、データの連続性を確保して時系列推定の精度を高めるために、決算期を変更した企業及び必要な時系列データが得られない企業はサンプルから除外している。これにより、最終的に1,381社30,124企業-年がサンプルとして抽出され、そのうち1,381社の13,416企業-年が分析サンプルとして使用されている。

本稿で使用する変数の定義は以下の通りである。なお、添え字*i*, *t*はそれぞれ企業、期間を示している。分散不均一性の問題を回避するため、変数は全て期中平均総資産でデフレートされている。

$$E_{i,t}:\text{利益} = \text{営業キャッシュ・フロー} + \Delta WC$$

$$\begin{aligned} CFO_{i,t}:\text{営業キャッシュ・フロー} &= \text{営業利益} + \text{減価償却費} + \Delta\text{長期引当金} - \Delta WC \\ &+ \text{受取利息配当金} - \text{支払利息} - \text{法人税等}^8 \end{aligned}$$

---

<sup>8</sup> Collins and Hribar (2002)は、このような貸借対照表アプローチによって計算されたCFOがノイズやバイアスを含むことを指摘している。そのため、Dechow and Dichev (2002)ではキャッシュ・フロー・ステートメントからCFOのデータを収集している。しかし、我が国では時系列データを生成するために必要なキャッシュ・フロー計算書データの蓄積が少ないため、本稿では従来の研究で用いられているCFOの定義を使用する。このような代替的な変数を用いているにも拘わらず、本稿の結果はDechow and Dichev (2002)とかなり整合的であった。

$$\Delta WC_{i,t} : \text{運転資本発生項目} = (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金} - \Delta \text{有価証券} - \Delta \text{短期貸付金}) \\ - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{短期借入金} - \Delta \text{一年内返済長期借入金} - \Delta \text{一年内償還社債})^9$$

$$\text{Other}_{i,t} : \text{その他の運転資本発生項目} = \Delta WC - \Delta AR - \Delta INV + \Delta AP$$

$$\text{OC}_{i,t} : \text{営業資金サイクル} = 360 / (\text{売上高} / \text{平均 AR}) + 360 / (\text{売上原価} / \text{平均 INV})$$

(1), (2), (3)式の仮定に順ずる限り、モデルの推定にはできる限り短期の変数を使用することが望ましいといえる。そこで、本稿では、発生項目を運転資本発生項目に限定し、減価償却費などの長期発生項目を除いている。また、営業キャッシュ・フローを予測するという観点からは、投資キャッシュ・フローを源泉とする減価償却費を利益に含めるのは好ましくないとはいえる。

## (2) 実証モデルと推定方法

発生項目の質を推定するため、(1)式 2 行目に基づいて次の回帰モデルを使用する。

$$\Delta WC_{i,t} = k_0 + k_1 \text{CFO}_{i,t-1} + k_2 \text{CFO}_{i,t} + k_3 \text{CFO}_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

回帰式(4)から得られる残差( $\varepsilon_{i,t}$ )はキャッシュ・フローの実現に関連しない発生項目を反映しており、この残差の標準誤差(以下、SRESIDと略記する。)によって発生項目の質を推定する。<sup>10</sup>SRESIDが大きく(小さく)なるほど発生項目の質は低い(高い)。(1)式で定義されているCFは当期の発生項目に関連する部分のみで構成されているが、そのようなCFは観測不能であることから、その代理変数としてCFOを用いる。そのため、測定誤差の問題が生じ、各係数の推定値は0へバイアスがかかり( $0 < k_1 < 1$ ,  $-1 < k_2 < 0$ ,  $0 < k_3 < 1$ )、決定係数が小さくなる可能性がある<sup>11</sup>。また、 $k_0$ は $\Delta WC$ の平均レベルを捕捉する(e.g. 成長企業)。

<sup>9</sup> ただし、流動資産からは自己株式、繰延税金資産、金銭の信託、デリバティブ債権、繰延ヘッジ損失を控除し、流動負債からは繰延税金負債、デリバティブ債務、繰延ヘッジ利益を控除している。これらの項目を控除した理由は、(1)過年度のデータとの整合性を保つため、(2)そのほとんどが財務活動や投資活動と深く関連する項目であり、営業キャッシュ・フローの計算上、控除するのが妥当といえるからである。

<sup>10</sup> OLSのメカニズムから、 $R^2$ を一定と仮定すれば、発生項目の変動が大きな企業ではSRESIDが大きくなるだろう。故に、利益の潜在的ボラティリティが大きな企業は、発生項目の質が低い企業に分類される可能性が高くなる。また、見積もり誤差を一定と仮定すれば、発生項目の絶対値が大きな企業ではSRESIDが大きくなるだろう。このように、SRESIDは財務特性とメカニカルな関係を有している(McNichols, 2002)。

<sup>11</sup> Dechow and Dicheve (2002)のAppendix Bでは、 $\text{CFO}_t$ が $\text{CF}_t^i$ のみしか誤差を含まないのに対して、 $\text{CFO}_{t-1}$ は $\text{CF}_{t-1}^{i-1} + \text{CF}_{t-1}^{i-2}$ 、 $\text{CFO}_{t+1}$ は $\text{CF}_{t+1}^{i+1} + \text{CF}_{t+1}^{i+2}$ の誤差を含むため、特に $k_1$ 、 $k_3$ に対する下方バイアスが大きくなると指摘している。また、McNichols (2002)は、M&Aや急激な企業成長のような構造変化が、このようなバイ

本稿では、吉田(2002)と同様に、キャッシュ・フロー予測モデルとしてナイーブモデル(NM1, NM2), 利益モデル(TM1), 発生項目成分モデル(TM2)を使用する。

$$\langle \text{NM1} \rangle \quad \text{予測式: } E[\text{CFO}_{i,t+1}] = E_{i,t} \quad (5)$$

$$\langle \text{NM2} \rangle \quad \text{予測式: } E[\text{CFO}_{i,t+1}] = \text{CFO}_{i,t} \quad (6)$$

$$\langle \text{TM1} \rangle \quad \text{推定式: } \text{CFO}_{i,t+1} - E_{i,t} = a_{1i}(E_{i,t} - E_{i,t-1}) + a_{2i}(E_{i,t-1} - E_{i,t-2}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$\text{予測式: } E[\text{CFO}_{i,t+1}] = E_{i,t} + \hat{a}_{1i}(E_{i,t} - E_{i,t-1}) + \hat{a}_{2i}(E_{i,t-1} - E_{i,t-2}) \quad (8)$$

$$\langle \text{TM2} \rangle \quad \text{推定式: } \text{CFO}_{i,t+1} - \text{CFO}_{i,t} - \Delta \text{AP}_{i,t} = b_{1i}\Delta \text{AR}_{i,t} + b_{2i}\Delta \text{INV}_{i,t} + b_{3i}\text{Other}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$\text{予測式: } E[\text{CFO}_{i,t+1}] = \text{CFO}_{i,t} + \hat{b}_{1i}\Delta \text{AR}_{i,t} + \hat{b}_{2i}\Delta \text{INV}_{i,t} - \Delta \text{AP}_{i,t} + \hat{b}_{3i}\text{Other}_{i,t} \quad (10)$$

各企業の直近12年間の時系列データを基に推定式(TM1, TM2)のパラメータを推定し、推定されたパラメータと当期の変数によって予測式から次期のキャッシュ・フローを予測する。これに合わせる形で、回帰式(4)の推定においても各企業の直近12年間の時系列データを使用する。予測誤差(FE)の定義は次の通りである。

$$\text{FE}_{i,t} = |\text{CFO}_{i,t+1} - E[\text{CFO}_{i,t+1}]| \quad (11)$$

## 4. 分析結果

### (1) 変数の記述統計量

表1のPanel Aには変数の記述統計量が示されている。CFO<sub>t+1</sub>, CFO<sub>t</sub>, CFO<sub>t-1</sub>については、若干の差はあるものの、いずれも類似した性質を示しており、これらのラグ変数を使用することによる問題は生じないと考えられる。CFO, E, ΔWCを比較すると、平均値ではΔWCが小さく、標準偏差ではEが小さくなっている。ΔE<sub>t</sub>及びΔE<sub>t-1</sub>の平均値は極めて0に近くなっており、売上高のランダムウォーク性の仮定(仮定(1))を支持する結果となっている。発生項目を比較すると、平均値の絶対値ではOTHERが最も小さくなっており、標準偏差についてはΔINVが最小だが、OTHERも小さい値をとっている。したがって、ΔWCは主にΔAR, ΔINV, ΔAPによって構成されていると考えることができる。

表1のPanel Bは変数間のPearson相関係数を示しているが、次に主な関係をまとめる。(1)E<sub>t</sub>とCFO<sub>t</sub>

---

アスを強くする可能性がある」と指摘している。



及び  $E_t$  と  $\Delta WC_t$  の相関係数は有意に正である一方、 $CFO_t$  と  $\Delta WC_t$  の相関係数は有意に負となっている。(2)  $E_t$  と  $CFO_{t+1}$  の相関係数は有意に正であるが、 $\Delta WC_t$  と  $CFO_{t+1}$  の相関係数は正であっても有意性が低い(2.1%)。(3)  $E_t$  と  $CFO_{t-1}$  及び  $\Delta WC_t$  と  $CFO_{t-1}$  の相関係数は有意に正である。これらの結果は、(1)式と整合しており、Dechow (1994), Finger (1994), Dechow et al. (1998), Barth et al. (2001), Dechow and Dichev (2002)等の結果と一致する。また、 $\Delta WC_t$  と  $CFO_{t+1}$  及び  $\Delta WC_t$  と  $CFO_{t-1}$  の関係は、 $CFO_t$  と  $\Delta WC_t$  における負の関係と、 $CFO_t$  と  $CFO_{t+1}$  あるいは  $CFO_{t-1}$  における正の関係とが相殺し合っている可能性がある。表中には示していないが、 $CFO_t$  でコントロールした  $\Delta WC_t$  と  $CFO_{t+1}$  及び  $\Delta WC_t$  と  $CFO_{t-1}$  の偏相関は、それぞれ 0.39 及び 0.46 で有意に正となった。

[表 1 入る]→

## (2) 財務特性の記述統計量

表 2 は財務特性の記述統計量と相関係数を示している。平均変数及び標準偏差変数は、SRESID、予測モデルパラメータの推定と同様に、各企業の直近 12 年間の時系列データ(期中平均総資産でデフレート済み)を使用して計測している。総資産は期末の値を使用している。赤字利益頻度は、直近 12 年間の内、E がマイナスとなった期の比率である。利益持続係数は次式の  $\gamma_1$  推定値であり、各企業の直近 12 年間について時系列回帰を行なう。また、利益持続  $R^2$  は次式の推定結果から得られた自由度調整済み決定係数である。

$$E_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 E_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

表 2 の Panel A は財務特性の記述統計量である。平均 OC の平均値は 146 日であり、サンプル中 98% の企業で 1 年以内であった。このような短期の平均営業資金サイクルは、運転資本発生項目が 1 年以内に反転するという仮定と整合している。標準偏差変数を比較すると、売上高(S)の標準偏差については平均値でも標準偏差でも最大であるが、E の標準偏差については両者とも最小になっている。しかしながら、赤字利益頻度、利益持続係数、利益持続  $R^2$  をみると、極端な利益変動を観測した企業が含まれていることが分かる。Panel B は財務特性間の相関係数を示している。特に、標準偏差 CFO、標準偏差  $\Delta WC$ 、平均  $|\Delta WC|$  の 3 変数間における相関係数は 0.9 前後で著しく大きくなっている。

[表 2 入る]→

### (3) 発生項目の質

表 3 は発生項目の質を推定するために使用する回帰式(4)の回帰結果である。産業別プールデータによる Panel B とプールデータによる Panel C の推定係数は類似しているが、個別時系列データによる Panel A の推定係数はより小さくなっている。一方、 $R^2$  は Panel A が最も高くなっている。各 Panel において、 $CFO_{t-1}$  と  $CFO_{t+1}$  の係数は有意に正、 $CFO_t$  の係数は有意に負となっており、表 1 の Panel B の結果と一致している。これらの結果は、Dechow and Dichev (2002)とも整合しており、我が国のデータに対する回帰式(4)の適合性が確認された。

[表 3 入る]→

[表 4 入る]→

表 4 の Panel A は、個別企業毎に観測した回帰式(4)の残差標準誤差(SRESID)の記述統計量である。Panel B には、SRESID と財務特性との相関係数が示されている。平均 $\Delta WC$ 、利益持続係数、利益持続  $R^2$  以外の財務特性は、有意に SRESID との相関を有しており、符号も予測通りである。特に、標準偏差 E と SRESID との相関は 0.8 程度で高くなっている。平均 $\Delta WC$  と SRESID との相関係数は予想と逆の符号になっているが、これは $\Delta WC$  が保守的な会計によるバイアスを受けるのみならず、企業の営業活動とも密接に関係しているためと考えられる。そのため、平均 $\Delta WC$  の分析においては、営業活動と直接的に関連する平均 OC のような変数でコントロールする必要があるのかもしれない。SRESID と利益持続係数及び利益持続  $R^2$  との相関は低く、符号条件も満たしていない。一般的に、発生項目の質と利益の質、すなわち利益の持続性とは、強い正の相関が観測されるべきであり、この結果は不自然である。事実、標準偏差 E と SRESID との相関は非常に高くなっている。

表 4 の Panel C は財務特性への SREDID の回帰結果である。ただし、多重共線性の問題を回避するため、一部の変数を使用していない。標準偏差 S を除けば、このような重回帰分析においても各変数は説明力を有している。t 値、 $R^2$  から判断して、SRESID の計測に使用した $\Delta WC$  及び CFO のボラティリティよりも、標準偏差 E の説明力がかなり大きいことが分かる。この傾向は、他の財務特性でコントロールしても変わらない(モデル(7))。平均 $\Delta WC$  については他の変数でコントロールすることで予想通りの符号が得られた。また、利益持続係数についても、標準偏差 E でコントロールすることで、結果が改善されている。これは、時系列で利益持続係数を推定しているため、利益のボラティリティが推定に影響を及ぼすことを示唆していると考えられる。

#### (4) 予測誤差と発生項目の質, 財務特性

表 5 はキャッシュ・フロー予測モデルによる予測誤差と SRESID, 財務特性との関係を示している。Panel A は予測誤差の記述統計量である。NM1 は予測誤差の平均値, 標準偏差とも最小になっており, 全サンプル平均では予測精度が高いといえる。また, NM1, NM2 のナীবモデルに対して, TM1, TM2 は相対的に標準偏差が大きくなっている。

表 5 の Panel B は, 予測誤差と SRESID 及び財務特性との相関係数を示している。それぞれの予測誤差について, SRESID 及び財務特性との有意な相関があり, 各モデルについて概ね類似した傾向になっている。表 4 では SRESID と財務特性とが一定の関係を有しているという結果を得たが, Panel B の結果のみでは, 財務特性が発生項目の質を通してどのように予測誤差に影響を及ぼしているのを見ることはできない。そこで, 表 6 では重回帰分析によって相互の関連性をコントロールする。

[表 5 入る]→

[表 6 入る]→

表 6 の Panel A は, 予測される変数それ自体のボラティリティ(標準偏差 CFO)をコントロールした上で, SRESID と予測誤差の関係を分析している。SRESID の係数はどのモデルでも有意であり, 発生項目の質が高いほどキャッシュ・フロー予測が正確になっているといえる。また, 標準偏差 CFO の t 値は, SRESID の t 値よりも高くなっており, キャッシュ・フローのボラティリティが予測誤差に与える影響がより大きいことが分かる。

さらに, Panel B では他の財務変数を説明変数に加えている。第一に, SRESID の係数については, 利益(E)に基づいて予測をなす NM1, TM1 においては有意であるが, キャッシュ・フロー(CFO)に基づいて予測をなす NM2, TM2 においては有意になっていない。NM2 はキャッシュ・フローのみに基づいているから, 発生項目の質と関係しないことは驚くべきことではない。寧ろ, 表 5 の Panel B や表 6 の Panel A における NM2 の予測誤差と SRESID との相関は財務特性に依拠している可能性が高いといえる。しかし, TM2 は発生項目の成分を考慮しているにも拘わらず, その予測誤差を発生項目の質で説明することはできていない。第二に, Panel A と比較すると, 財務特性を説明変数に加えることによって説明力がやや強くなっているが, 1%程度の上昇に留まっている。また, 全体として低い説明力は, これらの変数以外の要因が大きく影響していることを表わしている。第三に, TM2 を除けば, 利益持続係数の t 値が比較的高くなっている。利益が持続的な傾向にある場合には, 予測の有効性が増している。第四に, 平均営業資金サイ

クルの係数は、NM1, NM2 で有意になっている。これは、TM1, TM2 のモデルパラメータの推定において、営業資金サイクルが考慮されている点と関係していると考えられる。

以上のように、発生項目の質はキャッシュ・フローの予測誤差と関係しているが、財務特性の影響をコントロールする場合には、その関係は利益を直接の変数として用いた予測モデルに限定されるようである。財務特性は発生項目の質に対する影響要因になっているものの、キャッシュ・フロー予測においては直接的に、あるいは補完的に予測に影響を及ぼしているといえる。

#### (5) 利益の質と発生項目の質、予測誤差

表 6 では発生項目の質がキャッシュ・フロー予測と限定的に関係を有しているという結果を得たが、これを裏付けるためには利益の質との関係を吟味する必要がある。表 7 は、SRESID に基づいてサンプルを各年度毎に五分位に分けて作成した各ポートフォリオにおける予測誤差の平均値と利益の持続性を示している。利益の持続性のうち、ポートフォリオ推定では各ポートフォリオにおいてプール回帰を行なった係数推定値が示され(Sloan, 1996; Barth et al., 2001; Dechow and Dichev, 2002)、個別時系列推定では個別企業毎に時系列回帰を行なった係数推定値の平均値が示されている。

ポートフォリオ推定の場合、発生項目の質が高い(予測誤差が小さい)ほど利益の持続性が高くなっている。係数、t 値、 $R^2$  のいずれにおいても SRESID が小さくなるにつれて単調増加している。したがって、発生項目の質が高い場合には、利益の質も高くなっており、故にキャッシュ・フロー予測における有効性が確保されているといえる。しかしながら、個別時系列推定の場合には、このような綺麗な傾向は見られない。これに関して、長期的な時系列推定による利益の持続性には、推定誤差が含まれやすいという問題点が指摘されよう。<sup>12</sup>以上の結果において注意すべきことは、SRESID が事前的な推定値であるのに対して、利益の持続性に関するポートフォリオ推定値はポートフォリオ作成後の事後的な値であるという点である。すなわち、我々は予測誤差が小さく、利益の持続性が高い企業を SRESID によって事前的に知ることができるかもしれないのである。

[表 7 入る]→

---

<sup>12</sup> 表 6 Panel B の結果を考慮すれば、他の財務特性でコントロールする必要性も検討できる。

## 5. 結語

本稿では、Dechow and Dichev (2002)の手法に基づいて発生項目の質を推定し、キャッシュ・フロー予測モデルによる予測誤差との関係を分析した。発生項目の質はキャッシュ・フロー予測の正確性と関係しており、発生項目の質が高いほど、キャッシュ・フローの予測誤差が小さくなるという結果を得た。この結果は、発生項目の質と予測の正確性が、それぞれ利益の持続性と正の相関関係を有しているという結果によって裏付けられた。一方、Dechow and Dichev (2002)と同様に、我が国においても発生項目の質は財務特性と関連している。このように、発生項目の質は財務特性を織り込んだ総合的な指標であるかのような印象を受けるが、キャッシュ・フロー予測においては、財務特性が発生項目の質を補完する役割、あるいは、直接的に予測の正確性を説明する役割を担っていることも明らかになった。

以上から、キャッシュ・フローの予測時には、個々の企業における発生項目の質や財務特性、及び、それらの関係を吟味した上で個々の予測モデルを適用することが有効であるといえる。また、キャッシュ・フロー予測モデルに関しては、発生項目の質や財務特性といった予測ノイズを考慮したモデルの構築が必要であろう。

発生項目の質の推定モデルは、例えば、McNichols (2002)が提案するように、Jones (1991)モデル等を組み込むことによって、よりピュアな異常(裁量)発生項目を推定できるという拡張可能性を有している。このように、このモデルは今後の報告利益管理や情報内容に関する研究への応用性を秘めている。

奥村 (2002)は、運転資本発生項目をキャッシュ・フローの変化分で説明する会計プロセス・モデルの有効性を指摘している。Dechow et al. (1998)に基づく会計プロセス・モデルは、本稿で示した仮定の通り、売上変数を基軸としてモデルを展開するが、Dechow and Dichev (2002)のモデルは、キャッシュ・フローによって会計プロセスを直接的に記述したものと解釈することもできる。本稿では、前者をキャッシュ・フロー予測に使用し、後者を発生項目の質の推定に使用したが、両モデルの接近化も今後の研究課題としてあげられる。

## 引用文献

- Barth, M., D. Cram and K. Nelson, 2001, "Accruals and the prediction of future cash flows", *Accounting Review* 76, pp.27-58.
- Collins, D.W., and P. Hribar, 2002, "Errors in estimating accruals: Implications for empirical research", *Journal of Accounting Research* 40, pp.105-134.
- Dechow, P.M., 1994, "Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals", *Journal of Accounting and Economics* 18, pp.3-42.
- Dechow, P.M., and I.D. Dichev, 2002, "The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors", *Accounting Review* 77(Supplement), pp.35-59.
- Dechow, P.M., S.P. Kothari, and R.L. Watts, 1998, "The relation between earnings and cash flows", *Journal of Accounting and Economics* 25, pp.133-168.
- Finger, C.A., 1994, "The ability of earnings to predict future earnings and cash flow", *Journal of Accounting Research* 32, pp.210-223.
- Jones, J.J., 1991, "Earnings management during import relief investigation", *Journal of Accounting Research* 29, pp.193-228.
- McNichols, M.F., 2002, "Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors", *Accounting Review* 77(Supplement), pp.61-69.
- 奥村雅史 (2002) 「運転資本発生項目の推定:推定モデルの比較」『会計プロGRESS』 No.3, pp.45-55.
- Penman, S., 2001, *Financial Statement Analysis and Security Valuation*, New York, McGraw-Hill.
- Sloan, R.G., 1996, "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?", *The Accounting Review* 71, pp.289-315.
- White, H., 1980, "A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity", *Econometrica* 48, pp.817-838.
- 吉田和生 (2002) 「わが国におけるキャッシュフロー予測の分析」『現代ディスクロージャー研究』 No.3, pp.1-13.

表 1 変数の記述統計量と相関係数

Panel A: 変数の記述統計量

変数	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値	観測数
CFO <sub>t+1</sub>	0.0472	0.0622	0.6483	0.0473	-0.8682	30124
CFO <sub>t</sub>	0.0477	0.0632	0.6483	0.0476	-0.8682	30124
CFO <sub>t-1</sub>	0.0480	0.0646	0.6839	0.0477	-0.8105	30124
E <sub>t</sub>	0.0533	0.0427	0.5882	0.0498	-0.4041	30124
ΔE <sub>t</sub>	-0.0005	0.0272	0.5610	-0.0005	-0.9923	30124
ΔE <sub>t-1</sub>	0.0000	0.0264	0.5610	-0.0003	-0.9923	30124
ΔWC <sub>t</sub>	0.0056	0.0506	0.8823	0.0032	-0.6472	30124
ΔAR <sub>t</sub>	0.0115	0.0535	0.9349	0.0052	-0.7043	30124
ΔINV <sub>t</sub>	0.0036	0.0345	0.6994	0.0007	-0.3994	30124
ΔAP <sub>t</sub>	0.0067	0.0450	0.6513	0.0026	-0.4519	30124
OTHER <sub>t</sub>	-0.0028	0.0366	0.8833	-0.0018	-0.6715	30124

Panel B: Pearson 相関係数(観測数:30124)

変数	CFO <sub>t+1</sub>	CFO <sub>t</sub>	CFO <sub>t-1</sub>	E <sub>t</sub>	ΔE <sub>t</sub>	ΔE <sub>t-1</sub>	ΔWC <sub>t</sub>	ΔAR <sub>t</sub>	ΔINV <sub>t</sub>	ΔAP <sub>t</sub>	OTHER <sub>t</sub>
CFO <sub>t+1</sub>	1.000										
CFO <sub>t</sub>	0.320*	1.000									
CFO <sub>t-1</sub>	0.317*	0.334*	1.000								
E <sub>t</sub>	0.488*	0.604*	0.547*	1.000							
ΔE <sub>t</sub>	0.070*	0.174*	-0.109*	0.298*	1.000						
ΔE <sub>t-1</sub>	0.027*	0.068*	0.177*	0.141*	-0.232*	1.000					
ΔWC <sub>t</sub>	0.012	-0.740*	0.044*	0.090*	0.034*	0.034*	1.000				
ΔAR <sub>t</sub>	-0.014*	-0.225*	-0.002	0.142*	0.170*	0.018	0.400*	1.000			
ΔINV <sub>t</sub>	-0.068*	-0.179*	0.029*	0.120*	0.059*	0.064*	0.325*	0.162*	1.000		
ΔAP <sub>t</sub>	-0.042*	0.122*	0.011	0.103*	0.147*	0.000	-0.065*	0.670*	0.345*	1.000	
OTHER <sub>t</sub>	0.049*	-0.376*	0.050*	-0.069*	-0.076*	-0.039*	0.411*	-0.237*	-0.307*	-0.166*	1.000

(1) \*は 1%水準で有意であることを示す。(2) E<sub>it</sub>:利益=営業キャッシュ・フロー+ΔWC, CFO<sub>it</sub>:営業キャッシュ・フロー=営業利益+減価償却費+Δ長期引当金-ΔWC+受取利息配当金-支払利息-法人税等, ΔWC<sub>it</sub>:運転資本発生項目=(Δ流動資産-Δ現金預金-Δ有価証券-Δ短期貸付金)-(Δ流動負債-Δ短期借入金-Δ一年内返済長期借入金-Δ一年内償還社債), Other<sub>it</sub>:その他の運転資本発生項目=ΔWC-ΔAR-ΔINV+ΔAPである。(3) 変数は全て期中平均総資産でデフレートされている。

表 2 財務特性の記述統計量と相関係数

Panel A: 財務特性の記述統計量

変数	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値	観測数
平均OC	146.038	91.364	1049.397	138.382	0.071	13416
Log(総資産)	11.094	1.422	16.476	10.922	7.286	13416
標準偏差S	0.1750	0.1483	2.3720	0.1372	0.0067	13416
標準偏差CFO	0.0440	0.0267	0.2809	0.0377	0.0073	13416
標準偏差ΔWC	0.0414	0.0267	0.2820	0.0352	0.0033	13416
標準偏差E	0.0200	0.0136	0.2151	0.0166	0.0014	13416
赤字利益頻度	0.0567	0.1277	1.0000	0.0000	0.0000	13416
平均ΔWC	0.0069	0.0135	0.1705	0.0061	-0.1100	13416
平均 ΔWC	0.0321	0.0185	0.2079	0.0282	0.0030	13416
利益持続係数	0.4961	0.3267	3.1573	0.5358	-2.8771	13416
利益持続R <sup>2</sup>	0.2645	0.2737	0.9811	0.2322	-0.1000	13416

Panel B: Pearson 相関係数と Spearman 順位相関係数(観測数: 13416)

変数	平均 OC	Log (総資産)	標準偏差 S	標準偏差 CFO	標準偏差 ΔWC	標準偏差 E	赤字利益 頻度	平均 ΔWC	平均  ΔWC	利益持続 係数	利益持続 R <sup>2</sup>
平均OC	1.000	-0.010	-0.260*	0.201*	0.320*	0.149*	0.176*	0.345*	0.359*	-0.015	-0.024*
Log(総資産)	0.041*	1.000	-0.171*	-0.281*	-0.242*	-0.357*	-0.250*	-0.065*	-0.226*	0.107*	0.115*
標準偏差S	-0.264*	-0.107*	1.000	0.282*	0.256*	0.174*	0.106*	0.085*	0.257*	0.021*	0.032*
標準偏差CFO	0.174*	-0.233*	0.249*	1.000	0.893*	0.443*	0.345*	0.163*	0.852*	-0.058*	-0.054*
標準偏差ΔWC	0.260*	-0.208*	0.232*	0.941*	1.000	0.301*	0.334*	0.236*	0.962*	-0.123*	-0.129*
標準偏差E	0.084*	-0.317*	0.121*	0.427*	0.282*	1.000	0.421*	0.057*	0.295*	0.159*	0.209*
赤字利益頻度	0.151*	-0.239*	0.085*	0.352*	0.331*	0.427*	1.000	-0.059*	0.322*	-0.082*	-0.083*
平均ΔWC	0.289*	-0.067*	-0.009	0.103*	0.153*	0.011	-0.060*	1.000	0.310*	-0.017	-0.021*
平均 ΔWC	0.332*	-0.205*	0.231*	0.884*	0.950*	0.292*	0.320*	0.242*	1.000	-0.107*	-0.114*
利益持続係数	0.017	0.087*	-0.003	-0.060*	-0.094*	0.100*	-0.033*	-0.014	-0.084*	1.000	0.926*
利益持続R <sup>2</sup>	-0.010	0.109*	0.028*	-0.072*	-0.129*	0.169*	-0.063*	-0.026*	-0.120*	0.806*	1.000

(1) 対角三角形の左下は Pearson 相関係数, 右上は Spearman 順位相関係数を表示している。(2) \*は 1%水準で有意であることを示す。(3)  $OC_{it} = \text{営業資金サイクル} = 360 / (\text{売上高} / \text{平均AR}) + 360 / (\text{売上原価} / \text{平均INV})$ , S: 売上高であり, 利益持続係数, 利益持続 R<sup>2</sup> はそれぞれ  $E_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 E_t + \varepsilon_t$  で推定された  $\gamma_1$ , Adj. R<sup>2</sup> を示す。



表 3 前期・当期・次期の営業キャッシュ・フローへの発生項目の回帰分析

$$\Delta WC_{i,t} = k_0 + k_1 CFO_{i,t-1} + k_2 CFO_{i,t} + k_3 CFO_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$k_0$ (t値)	$k_1$ (t値)	$k_2$ (t値)	$k_3$ (t値)	Adj. R <sup>2</sup>
Panel A: 個別企業別時系列(1381社)				
0.0299 (130.62)	0.1367 (91.97)	-0.8191 (-445.95)	0.0849 (54.61)	0.775
Panel B: 産業別プール(19産業)				
0.0200 (13.68)	0.2202 (25.48)	-0.6968 (-32.31)	0.1668 (20.50)	0.562
Panel C: プール(30124企業-年)				
0.0214 (52.40)	0.2175 (35.63)	-0.7206 (-98.14)	0.1725 (28.25)	0.681

Panel A 及び Panel B の t 値は係数の平均をその標準誤差で除して求めた値である。

Panel C の t 値は White の t 値である。

表 4 発生項目の質 (SRESID) と財務特性の関係

Panel A: SRESID の記述統計量

変数	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値	観測数
SRESID	0.0155	0.0097	0.0812	0.0133	0.0012	13416

Panel B: SRESID と財務特性の Pearson 相関係数と Spearman 順位相関係数 (観測数: 13416)

変数	平均 OC	Log (総資産)	標準偏差 S	標準偏差 CFO	標準偏差 ΔWC	標準偏差 E	赤字利益 頻度	平均 ΔWC	平均  ΔWC	利益持続 係数	利益持続 R <sup>2</sup>
SRESID	0.229*	-0.335*	0.110*	0.431*	0.455*	0.780*	0.432*	0.071*	0.478*	0.010	0.019
	0.293*	-0.359*	0.175*	0.461*	0.494*	0.831*	0.431*	0.164*	0.490*	0.015	0.040*

上段は Pearson 相関係数, 下段は Spearman 順位相関係数を表示している。\*は 1% 水準で有意であることを示す。

Panel C: 財務特性への SRESID の回帰 (観測数: 13416)

モデル	切片	標準偏差 CFO [+]	標準偏差 ΔWC [+]	標準偏差 E [+]	平均 OC [+]	Log (総資産) [-]	標準偏差 S [+]	赤字利益 頻度 [+]	平均 ΔWC [-]	平均  ΔWC  [+]	利益持続 係数 [-]	Adj. R <sup>2</sup>
(1)	0.0086 (35.55)*	0.1559 (26.00)*										0.1855
(2)	0.0087 (36.24)*		0.1648 (25.68)*									0.2069
(3)	0.0044 (15.31)*			0.5545 (35.41)*								0.6087
(4)	0.0016 (6.85)*		0.0924 (21.99)*	0.5033 (33.32)*								0.6686
(5)	0.0032 (11.18)*	0.0432 (15.11)*		0.5183 (32.49)*								0.6203
(6)	0.0226 (31.71)*				0.0000 (9.17)*	-0.0015 (-28.16)*	0.0011 (1.59)	0.0196 (21.31)*	-0.0259 (-2.80)*	0.1707 (23.71)*	0.0018 (9.02)*	0.3633
(7)	0.0064 (8.76)*			0.4773 (27.52)*	0.0000 (13.00)*	-0.0005 (-9.16)*	-0.0005 (-1.19)	0.0029 (3.74)*	-0.0166 (-2.93)*	0.1186 (23.91)*	-0.0010 (-4.45)*	0.6922

( )内は White の t 値を示し, \*は 1% 水準で有意であることを示す。

表 5 予測誤差と発生項目の質(SRESID)及び財務特性の関係

Panel A: 予測誤差の記述統計量

モデル	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値	観測数
NM1	0.0334	0.0395	0.9279	0.0224	0.0000	13416
NM2	0.0446	0.0526	0.9402	0.0300	0.0000	13416
TM1	0.0400	0.0565	2.1043	0.0262	0.0000	13416
TM2	0.0397	0.0743	4.4073	0.0257	0.0000	13416

Panel B: 予測誤差と SRESID 及び財務特性の Pearson 相関係数と Spearman 順位相関係数(観測数:13416)

モデル	SRESID	平均 OC	Log (総資産)	標準偏差 S	標準偏差 CFO	標準偏差 ΔWC	標準偏差 E	赤字利益 頻度	平均 ΔWC	平均  ΔWC	利益持続 係数	利益持続 R <sup>2</sup>
NM1	0.192*	0.112*	-0.108*	0.039*	0.251*	0.228*	0.194*	0.159*	0.051*	0.237*	-0.124*	-0.110*
	0.181*	0.133*	-0.106*	0.042*	0.229*	0.225*	0.146*	0.132*	0.058*	0.230*	-0.085*	-0.104*
NM2	0.187*	0.091*	-0.125*	0.071*	0.347*	0.331*	0.178*	0.161*	0.038*	0.330*	-0.104*	-0.103*
	0.169*	0.107*	-0.121*	0.058*	0.297*	0.291*	0.130*	0.128*	0.053*	0.296*	-0.097*	-0.111*
TM1	0.133*	0.080*	-0.063*	0.026*	0.232*	0.191*	0.188*	0.113*	0.043*	0.191*	-0.112*	-0.090*
	0.156*	0.122*	-0.101*	0.040*	0.231*	0.229*	0.120*	0.121*	0.064*	0.230*	-0.066*	-0.094*
TM2	0.105*	0.044*	-0.080*	0.027*	0.180*	0.166*	0.110*	0.113*	0.039*	0.154*	-0.030*	-0.046*
	0.159*	0.105*	-0.110*	0.049*	0.243*	0.237*	0.125*	0.127*	0.061*	0.238*	-0.053*	-0.074*

上段は Pearson 相関係数, 下段は Spearman 順位相関係数を表示している。\*は 1%水準で有意であることを示す。

$$\langle \text{NM1} \rangle E[\text{CFO}_{i,t+1}] = E_{i,t}$$

$$\langle \text{NM2} \rangle E[\text{CFO}_{i,t+1}] = \text{CFO}_{i,t}$$

$$\langle \text{TM1} \rangle E[\text{CFO}_{i,t+1}] = E_{i,t} + \hat{a}_{1i} (E_{i,t} - E_{i,t-1}) + \hat{a}_{2i} (E_{i,t-1} - E_{i,t-2})$$

$$\langle \text{TM2} \rangle E[\text{CFO}_{i,t+1}] = \text{CFO}_{i,t} + \hat{b}_{1i} \Delta \text{AR}_{i,t} + \hat{b}_{2i} \Delta \text{INV}_{i,t} - \Delta \text{AP}_{i,t} + \hat{b}_{3i} \text{Other}_{i,t}$$

表 6 発生項目の質 (SRESID) 及び財務特性への予測誤差の回帰分析

Panel A: 標準偏差 CFO でコントロールした SRESID への予測誤差の回帰 (観測数: 13416)

モデル	切片	SRESID	標準偏差	Adj. R <sup>2</sup>
		[+]	CFO [+]	
NM1	0.0134	0.4218	0.3052	0.0714
	(11.05)*	(7.48)*	(9.13)*	
NM2	0.0124	0.2470	0.6453	0.1223
	(7.38)*	(3.07)*	(12.51)*	
TM1	0.0163	0.2385	0.4534	0.0551
	(10.36)*	(3.31)*	(8.91)*	
TM2	0.0154	0.2538	0.4612	0.0332
	(7.12)*	(3.07)*	(9.51)*	

( )内は White の t 値を示し, \*は 1%水準で有意であることを示す。

Panel B: SRESID 及び財務特性への予測誤差の回帰 (観測数: 13416)

モデル	切片	SRESID	標準偏差	平均	Log	標準偏差	赤字利益	平均	利益持続	Adj. R <sup>2</sup>
		[+]	CFO [+]	OC [+]	(総資産) [-]	S [+]	頻度 [+]	ΔWC [-]	係数 [-]	
NM1	0.0263	0.3060	0.2683	0.0000	-0.0006	-0.0020	0.0146	0.0342	-0.0134	0.0893
	(7.03)**	(5.38)**	(7.88)**	(3.72)**	(-2.26)*	(-0.59)	(3.13)**	(0.69)	(-8.20)**	
NM2	0.0329	0.1391	0.6150	0.0000	-0.0012	-0.0027	0.0105	-0.0235	-0.0132	0.1314
	(6.40)**	(1.79)	(11.64)**	(2.22)*	(-3.30)**	(-0.58)	(1.71)	(-0.34)	(-7.75)**	
TM1	0.0214	0.2007	0.4336	0.0000	0.0003	-0.0092	0.0106	0.0552	-0.0174	0.0670
	(3.50)**	(2.87)**	(7.64)**	(1.62)	(0.58)	(-2.00)*	(1.87)	(1.10)	(-4.06)**	
TM2	0.0379	0.0575	0.4280	-0.0000	-0.0015	-0.0100	0.0303	0.1331	-0.0038	0.0369
	(5.50)**	(0.69)	(9.03)**	(-0.25)	(-2.68)**	(-2.16)*	(3.21)**	(2.08)*	(-1.80)	

( )内は White の t 値を示し, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%水準で有意であることを示す。

表 7 発生項目の質 (SRESID) 及び予測誤差と利益の持続性の関係

ポートフォリオ	SRESID	予測誤差				利益の持続性				観測数
		NM1	NM2	TM1	TM2	ポートフォリオ推定		個別時系列推定		
						係数	Adj. R <sup>2</sup>	係数	Adj. R <sup>2</sup>	
1	0.0057	0.0256	0.0346	0.0315	0.0328	0.930 (93.56)*	0.742	0.464 (61.69)*	0.241	2689
2	0.0097	0.0293	0.0394	0.0360	0.0354	0.884 (71.99)*	0.626	0.503 (78.18)*	0.264	2676
3	0.0133	0.0308	0.0414	0.0369	0.0357	0.822 (62.02)*	0.548	0.510 (86.07)*	0.276	2686
4	0.0181	0.0355	0.0469	0.0426	0.0412	0.764 (53.70)*	0.471	0.516 (90.71)*	0.281	2676
5	0.0306	0.0459	0.0608	0.0528	0.0532	0.505 (34.42)*	0.237	0.487 (85.31)*	0.262	2689

( )内について、ポートフォリオ推定は White の t 値、個別時系列推定は係数の平均をその標準誤差で除して求めた t 値を示す。

利益の持続性は回帰式  $E_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 E_t + \varepsilon_t$  によって推定されている。

\*は 1%水準で有意であることを示す。