

# 発生項目の質とキャッシュ・フロー予測の分析\*

## *The Quality of Accruals and the Prediction of Future Cash Flows in Japan*

田澤 宗裕 (名古屋市立大学大学院博士後期課程)  
Motohiro Tazawa

### 要約

本稿では、Dechow and Dichev (2002) の定義に基づく発生項目の質と将来キャッシュ・フロー予測モデルの予測精度との関係を分析した。発生項目の質は、発生項目に含まれる経営者によるキャッシュ・フローの見積もり誤差と関係しており、発生項目の役割に依存した将来キャッシュ・フロー予測モデルの予測誤差に影響を与える。本稿では、発生項目を織り込んだ予測モデルとキャッシュ・フローのみに基づいた予測モデルを使用した。分析の結果、キャッシュ・フローのみに基づいたモデルの予測誤差をコントロールした場合、発生項目を織り込んだモデルの予測精度が発生項目の質と正の関係を有していることが明らかになった。このように、発生項目の質は将来キャッシュ・フロー予測における発生項目の役割に影響を及ぼしている。

### Summary

This paper examines a relation between the quality of accruals defined by Dechow and Dichev (2002) and the predictive ability of forecast models for future cash flows. The quality of accruals has relation to the manager's estimation errors in cash flows included in accruals; hence it affects forecast errors with the models which depend on the role of accruals. This paper uses four forecast models. Three of them are based on accrual components, and one includes only cash flows. The results show that, after controlling forecast errors with the model based only on cash flows, the accrual quality is positively related to the predictive ability of the models including accruals. Thus, the quality of accruals has an effect on the role of accruals in predicting future cash flows.

## 1. はじめに

FASB概念ステートメントNo. 1は、投資家、債権者その他の者がキャッシュ・フロー見込み額を評価するために会計情報があり(¶37-39)、当期キャッシュ・フローよりも利益及びその構成項目に関する情報が将来キャッシュ・フローを適切に予測する(¶44)と述べている(Barth et al., 2001, p.28)。このような会計情報の有用性は、利益とキャッシュ・フローの差額として定義される発生項目 (accounting accruals) の役割によるものと考えられる (Dechow et al., 1998)<sup>1)</sup>。本稿

の分析で注目する発生項目の役割は、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である。このように発生項目には翌期以降に資金化される成分(例えば、受取勘定)が含まれているため、発生項目を含む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、キャッシュ・フローの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・フロー予測モデルを導出し、将来キャッシュ・フローと利益及びその構成項目との関連

\* 本稿の作成に当たり、吉田和生先生(名古屋市立大学)、木村史彦先生(同)、並びにレフェリーの先生方から有益かつ貴重なコメントを賜りました。ディスクロージャー研究会第5回年次大会での報告におきましては、ご参加の先生方から多くのご激励を頂戴致しました。特に、コメンテーターの奥村雅史先生(早稲田大学)から非常に有益なご意見を賜り、本稿は大きく改善されました。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す。

性を示した。この研究を拡張し、吉田(2002)は、わが国のデータを用いて、キャッシュ・フロー予測モデルの予測誤差を実際に計測し、モデルの予測精度について検証している。

一方、Dechow and Dichev (2002) (以下、DDと略記する。)は、キャッシュ・フローとの関係における発生項目の質について分析している<sup>2)</sup>。将来の資金化額を表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誤差が小さい場合には、発生項目の質が高くなり、対応する将来キャッシュ・フローの実現値との差異が小さくなる<sup>3)</sup>。このDDの議論を会計情報利用者によるキャッシュ・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、発生項目に含まれる経営者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、会計情報を利用したキャッシュ・フロー予測モデルの精度が向上すると期待される。

DDは、この発生項目の質に関して、財務特性及び利益持続性との関係を分析しているが、キャッシュ・フロー予測モデルの予測精度との関係を分析していない。一方、先述したキャッシュ・フロー予測モデルに関する研究においては、発生項目の役割に焦点をおきながらも、その質を考慮した分析が行なわれていない。そこで、本稿では、発生項目の質と将来キャッシュ・フロー予測モデルの予測精度との関係を分析することによって、発生項目の役割に関する新しい知見を得ることを目的とする。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

DD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、次のモデル(以下、「DDモデル」と呼ぶ。)を考案している<sup>4)</sup>。

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

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期の利益に計上される部分、 $e_{t+1}^t$ はt期に計上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示される見積もり誤差である。見積もり誤差(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>5)</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>6)</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( $CF_{t+1}^t + e_{t+1}^t$ )、第2項( $-CF_t^{t-1} - e_t^{t-1}$ )は、キャッシュ・フローの発生よりも利益への計上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している。見越し計上には経営者による見積もりが介入するため、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もり誤差が生じる。このうち第1項の誤差は当期の見積も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もり誤差に対する修正勘定となっている。第3項( $-CF_t^{t+1}$ )、第4項( $CF_{t-1}^t$ )については、利益への計上よりもキャッシュ・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、見積もり誤差の問題は生じない。

DDは、経営者による将来キャッシュ・フローの見積もり誤差が大きい(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>7)</sup>。このような発生項目の質は、経営者の見積もり誤差に影響を及ぼすキャッシュ・フロー予測の困難性と関連しているのみならず、発生項目の役割に依存した、会計情報利用者による将来キャッシュ・フロー予測に対する重要な影響要因になるといえる。

次に、会計情報利用者の立場におけるキャッシュ・フローの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。なお、紙幅の都合上、本稿では詳しく説明できないが、以下のDechow et al. (1998) のモデルの仮定及び展開についてはDechow et al. (1998, pp.135-138) を、Barth et al. (2001) のキャッシュ・フロー予測モデルの展開と説明についてはBarth et al. (2001, pp.32-35) を参照されたい。

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)  $S_t = S_{t-1} + u_t$ ,  $E(u_t) = 0$ ,  $\text{var}(u_t) = \sigma^2$ ,  $\text{cov}(u_t, u_{t-1}) = 0$  (S: 売上高)
- (2)  $E_t = \pi S_t$  (E: 利益、 $\pi$ : 売上高利益率)
- (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、Barth et al. (2000) はDechow et al. (1998) に基づいて次の(2)式及び(3)式のキャッシュ・フロー予測モデルを導出している<sup>8)</sup>。

〈利益モデル (Aggregate Earnings model)〉

(Barth et al., 2001, p.33, eq. (7)及びeq.(8))

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

〈発生項目成分モデル (Cash Flow and Components of Accruals model)〉 (Barth et al., 2001, p.34, eq.(10))

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

利益モデルは利益それ自体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利益の各構成項目によって予測する。両モデルは、将来キャッシュ・フローを発生項目(あるいは発生項目が織り込まれた利益)に依拠して予測する点で共通している。同じ仮定から導出されているため、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 (Barth et al., 2001, p.34, 16-10; 吉田, 2002, pp.2-3)。

しかし、通常、現実の経済は先に示したような定常的な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に関する発生項目の質が問題となる。すなわち、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。

### 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(店頭管理銘柄企業、倒産企業を除く。)を分析対象企業とし、1975年4月期から2002年4月期までの個

別財務データを日経NEEDS財務データから収集している(原サンプル2,523社55,664企業-年)。変数の計算にラグ変数を用いるとともに、各企業の発生項目の質及びキャッシュ・フロー予測モデルの推定に直近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<sup>9)</sup>。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-年を除外した上で、12年間連続した時系列データが得られない企業、及びそれ以外の必要なデータが得られない企業はサンプルから除外している<sup>10)</sup>。これにより、1,381社30,124企業-年が総サンプルとして抽出された。そのうち、モデルの推定のみ用いられるサンプルは16,708企業-年であり、分析に用いられるサンプルは13,416企業-年である。この分析用のサンプルの多くは、モデルの推定にも使用される。ただし、キャッシュ・フローの予測誤差が1を超える12企業-年については、異常値として分析用のサンプルから除いた(表3 Panel B参照)。そのため、分析用のサンプルは最終的に13,404企業-年となった。なお、これらの異常値を分析用のサンプルに含めた場合にも、ほぼ同様な分析結果を得た。

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緩和するため、変数は全て期中平均総資産でデフレートされている。

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

$CFO_{it}$  : 営業キャッシュ・フロー = 営業利益 + 減価償却費 +  $\Delta$ 長期引当金 -  $\Delta WC$  + 受取利息配当金 - 支払利息 - 法人税等<sup>11)</sup>

$\Delta WC_{it}$  : 運転資本発生項目 = ( $\Delta$ 流動資産 -  $\Delta$ 現金預金 -  $\Delta$ 有価証券 -  $\Delta$ 短期貸付金) - ( $\Delta$ 流動負債 -  $\Delta$ 短期借入金 -  $\Delta$ 一年内返済長期借

入金 -  $\Delta$ 一年内償還社債)<sup>12)</sup>

Other<sub>it</sub> : その他の運転資本発生項目 =  $\Delta WC$  -  $\Delta AR$  -  $\Delta INV$  +  $\Delta AP$

(1)、(2)、(3)式の仮定に準ずる限り、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考え、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<sup>13)</sup>。

## (2) 実証モデルと推定方法

本稿では、DDに依拠して、(1)式2行目に基づく次の回帰式(4)によって発生項目の質を推定する。回帰式(4)の推定は最小二乗法(OLS)による。

$$\Delta WC_{it} = k_0 + k_1 CFO_{it-1} + k_2 CFO_{it} + k_3 CFO_{it+1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

上式の残差( $\varepsilon_{it}$ )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(DDに倣って、以下SRESIDと略記する。)によって発生項目の質を推定する<sup>14)</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は観測不可能であることから、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( $R^2$ )が小さくなる可能性がある<sup>15)</sup>。なお、切片の $k_0$ は $\Delta WC$ の非負の平均レベル(例えば、企業成長による。)を捕捉する項として、DDによって追加されたものである。

次に、キャッシュ・フロー予測モデルは、吉田(2002)にしたがって、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。NM1、TM1、TM2が発生項目を織り込んだモデルであるのに対して、NM2は発生項目を織り込まず、キャッシュ・フローのみに基づいている。

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

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

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

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

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

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

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は変数の記述統計量である。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 $\Delta \text{INV}$ が最小だが、OTHERも小さい値をとっている。したがって、 $\Delta \text{WC}$ は主に $\Delta \text{AR}$ 、 $\Delta \text{INV}$ 、 $\Delta \text{AP}$ によって構成されていると考えることができる。

Panel Bは変数間のPearson相関係数を示している。相関係数を $\rho$ として、次に主な関係をまとめる。(1) $\rho(E_t, \text{CFO}_t)$ 及び $\rho(E_t, \Delta \text{WC}_t)$ は有意に正である一方、 $\rho(\text{CFO}_t, \Delta \text{WC}_t)$ は有意に負となっている。(2) $\rho(E_t, \text{CFO}_{t+1})$ は有意に正であり、 $\rho(\Delta \text{WC}_t, \text{CFO}_{t+1})$ も有意性はやや低い(2.1%)が正である。(3) $\rho(E_t, \text{CFO}_{t-1})$ 及び $\rho(\Delta \text{WC}_t, \text{CFO}_{t-1})$ は有意に正である<sup>16)</sup>。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)、DD等の結果と一致する。

### (2) DDモデルの推定

表2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。Panel A及びPanel Bは、それぞれ個別時系列データ及び産業別プールデータを用いて回帰した結果の平均値を示しており、t値は係数の平均値をその標準誤差で除して求めている。Panel Cはプールデータを用いて回帰した結果であり、t値はWhite (1980)の方法によって求めている。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、 $\text{CFO}_{t-1}$ と $\text{CFO}_{t+1}$ の係数は有意に正、 $\text{CFO}_t$ 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、DDとも整合しており、わが国のデータにおけるDDモデルの適合性が確認された。

### (3) 発生項目の質と予測誤差の関係

表3のPanel AとPanel Bには、個別企業毎に観測したSRESIDと予測誤差の記述統計量がそれぞれ示されている。予測誤差の平均値及び標準偏差は、NM2で最大になっている一方、NM1では

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), ΔAR<sub>it</sub>: 受取勘定増加額, ΔINV<sub>it</sub>: 棚卸資産増加額, ΔAP<sub>it</sub>: 支払勘定増加額, 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 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

$$\Delta WC_{it} = k_0 + k_1 CFO_{it-1} + k_2 CFO_{it} + k_3 CFO_{it+1} + \epsilon_{it}$$

	k <sub>0</sub>	k <sub>1</sub>	k <sub>2</sub>	k <sub>3</sub>	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 ( ) 内は係数の平均値をその標準誤差で除して求めた t 値である。Panel C の ( ) 内は White (1980) の t 値である。

表3 発生項目の質 (SRESID) と予測誤差 (FE) の記述統計量

Panel A: SRESID

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	13404

Panel B: FE

FE	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値	観測数
NM1	0.0331	0.0376	0.9009	0.0224	0.0000	13404
NM2	0.0444	0.0514	0.9402	0.0300	0.0000	13404
TM1	0.0393	0.0462	0.9884	0.0261	0.0000	13404
TM2	0.0385	0.0450	0.8969	0.0257	0.0000	13404

Panel C: 各FEとFE (NM2) の差異 (観測数: 13404)

予測誤差	差異	t 値	(p 値)	z 値	(p 値)
FE(NM1)-FE(NM2)	-0.0112	20.41	(0.000)	-35.62	(0.000)
FE(TM1)-FE(NM2)	-0.0051	8.53	(0.000)	-11.66	(0.000)
FE(TM2)-FE(NM2)	-0.0059	9.94	(0.000)	-13.32	(0.000)

t 値は平均差の t 検定, z 値は Wilcoxon の符号化順位検定における統計量である。

SRESID は発生項目の質を表し, 次の回帰式の残差 ( $\varepsilon_{it}$ ) の標準誤差である。

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

予測誤差 FE 及びキャッシュ・フロー予測モデルは以下の通りである。

$$FE_{it} = |CFO_{i,t+1} - E[CFO_{i,t+1}]|$$

$$\langle NM1 \rangle E[CFO_{i,t+1}] = E_{it}$$

$$\langle NM2 \rangle E[CFO_{i,t+1}] = CFO_{it}$$

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

$$\langle TM2 \rangle E[CFO_{i,t+1}] = CFO_{it} + \hat{b}_{1i}\Delta AR_{it} + \hat{b}_{2i}\Delta INV_{it} - \Delta AP_{it} + \hat{b}_{3i}Other_{it}$$

SRESID 及び予測モデル・パラメータは, 各企業の直近12年間の時系列推定による。

最小である。Panel Cでは, 平均差の t 検定及び Wilcoxon の符号化順位検定において, NM2 の予測誤差が他のモデルよりも有意に大きくなっている。これらの結果は, 予測モデルに発生項目を織り込む方が, 相対的に予測精度が高くなることを示唆している。

表4のPanel Aは, 各モデルの予測誤差について, SRESID との Pearson 相関係数並びに Spearman 順位相関係数を表示している。いずれの相関係数も有意な正値になっている。Panel Bには, 予測誤差を SRESID へ回帰した結果が示されている。なお, Panel B における t 値は White (1980)

の方法によっている。SRESID の係数は, いずれのモデルにおいても正であり, 1%水準で有意に推定されている。このように, それぞれの予測誤差は SRESID と有意な正の関係を有しており, 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。

表4の結果は, キャッシュ・フロー予測が全般に渡って困難な状況において, SRESID と予測誤差の両者がともに大きくなることに起因していると推察される<sup>17)</sup>。大きな SRESID は経営者によるキャッシュ・フロー予測が困難な状況において観測され易いが, そのような状況においては, 会計

表4 発生項目の質 (SRESID) と予測誤差 (FE) の関係

Panel A: SRESIDとFEの相関係数 (観測数: 13404)

FE	Pearson 相関係数	Spearman 順位相関係数
NM1	0.196*	0.180*
NM2	0.187*	0.168*
TM1	0.154*	0.156*
TM2	0.163*	0.158*

\*は1%水準で有意であることを示す。

Panel B: SRESIDへのFEの回帰 (観測数: 13404)

被説明変数	切片	SRESID [+]	R <sup>2</sup>
FE(NM1)	0.0214 (27.77)*	0.7609 (14.19)*	0.038
FE(NM2)	0.0290 (27.80)*	0.9947 (13.74)*	0.035
FE(TM1)	0.0278 (33.71)*	0.7384 (13.67)*	0.024
FE(TM2)	0.0268 (33.73)*	0.7573 (13.94)*	0.026

[ ]内は予測符号を示す。

( )内はWhite(1980)のt値を示し, \*は1%水準で有意であることを示す。

情報利用者によるキャッシュ・フロー予測も同時に困難になると考えられる。すなわち、表4の結果のみでは、SRESIDが会計情報利用者によるキャッシュ・フロー予測における発生項目の役割に影響を及ぼしているかについての判断ができない。

そこで、表5では、予測モデルに発生項目を織り込んだNM1、TM1、TM2と、そうでないNM2とを比較することによって、キャッシュ・フロー予測における発生項目の役割と発生項目の質との関係を吟味する。表4のように、SRESIDが4つのモデル全ての予測誤差と関連しているため、このような比較を行なう場合には、NM2の予測誤差をコントロールする必要がある。そこで、まず、年度毎にNM2の予測誤差の大きさに基づいて二十分位ポートフォリオを作成する。次に、各

二十分位ポートフォリオを、SRESIDの大きさに基づいて第1位から第5位までの五分位ポートフォリオに分割する。最終的に、各二十分位ポートフォリオにおける五分位ポートフォリオについて、その順位が等しいものをまとめて、SRESIDが小さい方から大きい方にかけて、Q1からQ5までの5つのポートフォリオを作成する。表5中の各数値は、それぞれQ1からQ5までの各ポートフォリオ内の平均値である<sup>18)</sup>。

表5のPanel Aにはポートフォリオ毎のSRESID及び予測誤差が、Panel BにはNM2の予測誤差と他のモデルの予測誤差との差異が示されている。NM1、TM1、TM2の予測誤差及びNM2の予測誤差との差異は、Q1からQ5にかけて増加しており、Q5とQ1を比較すると有意に異なっている。また、Q1からQ5にかけての予測誤差の増加幅は、TM1

及びTM2において相対的に広がっている。Panel Bを見ると、発生項目の質が特に低いQ5におけるTM1及びTM2の予測誤差はNM2と有意に異なっていない。以上の結果から、発生項目を織り込んだNM1、TM1、TM2の予測誤差は、発生項目を織り込んでいないNM2の予測誤差をコントロールした場合にも、SRESIDと正の関係を有することが明らかになった。したがって、発生項

目の質は会計情報利用者によるキャッシュ・フロー予測における発生項目の役割に影響を及ぼしているといえる。そして、このような影響は、定常的な仮定と相俟って発生項目をより精緻に取り入れたTM1、TM2において大きくなっている。ただし、DDモデルにおける発生項目の質は、経営者の裁量行動によって予測が歪められたことに起因する見積もり誤差と、経営者にとって管理不能

表5 FE (NM2) でコントロールした場合の発生項目の質 (SRESID) と予測誤差 (FE) の関係

Panel A: FE (NM2) でコントロールしたSRESIDポートフォリオのFE

ポートフォリオ	SRESID	FE(NM2)	FE(NM1)	FE(TM1)	FE(TM2)	観測数
Q1	0.0058	0.0441	0.0301	0.0344	0.0339	2684
Q2	0.0098	0.0439	0.0315	0.0350	0.0346	2676
Q3	0.0134	0.0437	0.0323	0.0377	0.0366	2684
Q4	0.0182	0.0442	0.0335	0.0409	0.0392	2676
Q5	0.0302	0.0458	0.0383	0.0482	0.0482	2684
Q5-Q1		0.0017	0.0082	0.0138	0.0143	
t値		1.12	7.55 <sup>a</sup>	10.13 <sup>a</sup>	10.53 <sup>a</sup>	
z値		-0.97	-9.60 <sup>a</sup>	-12.77 <sup>a</sup>	-12.44 <sup>a</sup>	

Panel B: SRESIDポートフォリオにおける各FEとFE(NM2)の差異

ポートフォリオ	FE(NM1)-FE(NM2)	FE(TM1)-FE(NM2)	FE(TM2)-FE(NM2)
Q1	-0.0140**	-0.0097**	-0.0102**
Q2	-0.0122**	-0.0087**	-0.0092**
Q3	-0.0116**	-0.0062**	-0.0073**
Q4	-0.0108**	-0.0033*	-0.0050**
Q5	-0.0075**	0.0024	0.0024
Q5-Q1	0.0066	0.0121	0.0126
t値	5.91 <sup>a</sup>	6.94 <sup>a</sup>	7.50 <sup>a</sup>
z値	-8.84 <sup>a</sup>	-10.49 <sup>a</sup>	-10.09 <sup>a</sup>

まず、年度毎にFE(NM2)の大きさに基づいて二十分位ポートフォリオを作成する。次に、各二十分位ポートフォリオを、SRESIDの大きさに基づいて第1位から第5位までの五分位ポートフォリオに分割する。最終的に、各二十分位ポートフォリオにおける五分位ポートフォリオについて、その順位が等しいものをまとめて、SRESIDが小さい方から大きい方にかけて、Q1からQ5までの5つのポートフォリオを作成する。表中の各数値は、それぞれのポートフォリオ内の平均値である。

t値は平均差のt検定、z値はWilcoxonの符号化順位検定における統計量である。a, b, cはそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。\*\*, \*は、各FEに関するFE(NM2)との平均差のt検定において、それぞれ1%, 5%水準で有意であることを示す。

なキャッシュ・フロー予測の困難性に起因する見積もり誤差という2種類の誤差の影響が含まれている点に注意すべきである。

## 5. 結語

本稿では、DDが定義した発生項目の質とキャッシュ・フロー予測モデルの精度との関係性を分析した。分析の結果、本稿で使用したどの予測モデルにおいても、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った。この結果は、キャッシュ・フローの予測可能性が、経営者の見積もり誤差と関係する発生項目の質のみならず、会計情報利用者によるキャッシュ・フロー予測にも影響を与えるためと推察された。さらに、発生項目に依拠した予測モデルとキャッシュ・フローのみに基づいた予測モデルを比較した結果、発生項目の質が将来キャッシュ・フロー予測における発生項目の役割と関連していることが明らかになった。このように、DDの発生項目の質は、会計情報利用者によるキャッシュ・フロー予測に対する重要な影響要因になっている。

以上の結果から、予測モデルの適用や構築に関しては、個々の企業における発生項目の質を考慮することが有効であるといえる。一方、DDモデルについては、例えば、Jones (1991) モデル等を組み込むことによって、よりピュアな異常発生項目（裁量的発生項目）を推定できる可能性もあり、今後の研究への応用性が含まれている (McNichols, 2002)。特に、本稿で使用したDDの発生項目の質は、経営者の裁量行動の影響とそれ以外の影響が含まれているが、これらの影響を分離したモデルを構築する必要があるだろう。

最後に、奥村 (2002) は、運転資本発生項目の変化分をキャッシュ・フローの変化分で説明する会計プロセス・モデル (Garza-Gomez et al,

2000) の有効性を指摘している。会計プロセス・モデルは、Dechow et al. (1998) に基づき、売上高を基軸としてモデルを展開するが、DD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ができる。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、両モデルの比較あるいは他の研究への適用可能性については、今後の研究課題として極めて興味深いものである。

### 〔注〕

- 1) 田澤 (2001) は、わが国のデータを使用して、Dechow et al. (1998) を検証し、概ね同様な結果を得ている。
- 2) Schipper and Vincent (2003) で議論されているように、利益及び発生項目の質に関しては様々な定義 (あるいは尺度) が考案されている。本稿における「発生項目の質」は、DDの定義に基づいている。
- 3) これに対して、価値関連の (value relevant) な視点から発生項目の質を捉える場合には、経営者の判断による見越し計上が、発生項目を経由した情報提供を可能にし、(価値関連の意味における) 発生項目の質を高めるという見解もある (Subramanyam, 1996)。
- 4) 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結として発生項目の質を捉える。
- 5) DD, McNichols (2002) は、経営者の裁量行動による見積もり誤差は、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。
- 6) McNichols (2002) は、棚卸資産の低価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。
- 7) このように発生項目の質を見積もり誤差の大きさと解釈することは、将来キャッシュ・フローに関する過大見積もりと過小見積もりが等しく対称的に発生項目の質に影響を与えることを前提としている。
- 8) これら2つのキャッシュ・フロー予測モデルは、次のキャッシュ・フローの定義式から導出される。

$$CF_{t+1} = (S_{t+1} - \Delta AR_{t+1}) - (P_{t+1} - \Delta AP_{t+1})$$

(Barth et al, 2001, p.32, eq.(5))

この定義式において、キャッシュ・フローは収入 ( $S_{t+1} - \Delta AR_{t+1}$ ) と支出 ( $P_{t+1} - \Delta AP_{t+1}$ ) の差によって定義されている。利益モデルは、この定義式に仮定を代入してから、両辺の

期待値をとることによって導出される。発生項目成分モデルは、この定義式の期待値をとってから、仮定を代入することによって導出される。

- 9) 例えば、1989年の分析においては、1977年から1988年までの12年間のデータセット(1期前、1期後のデータを含む。)を用いて発生項目の質を推定するとともに、キャッシュ・フロー予測モデルを推定し、1989年のデータを使用してキャッシュ・フローの予測値を算出する。そして、当該予測値と1990年の実際のキャッシュ・フローとの差によって予測誤差を計算する。
- 10) なお、本稿のサンプルには長期存続企業と合併企業が含まれており、連続性に問題点がある可能性もあるが、変数を期中平均総資産でデフレートしているため、その影響は小さいと考えられる。
- 11) Hribar and Collins (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、DD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、わ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DDとかなり整合的であった。
- 12) 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。
- 13) 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。
- 14) 回帰式(4)の推定方法である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 (DD; McNichols, 2002)。
- 15) DDのAppendix Bでは、 $CFO_t$ が $CF_t$ のみしか測定誤差を含まないのに対して、 $CFO_{t+1}$ は $CF_{t+1}^{t+1}+CF_{t+1}^{t+2}$ 、 $CFO_{t+2}$ は $CF_{t+1}^{t+1}+CF_{t+1}^{t+2}$ の測定誤差を含むため、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、このようなバイアスを強くする可能性があるとして指摘している。
- 16)  $\rho(\Delta WC_t, CFO_{t+1})$ 及び $\rho(\Delta WC_t, CFO_{t-1})$ は、 $\rho(CFO_t, \Delta WC_t) < 0$ と、 $\rho(CFO_t, CFO_{t+1}) > 0$ あるいは $\rho(CFO_t, CFO_{t-1}) > 0$ とが

相殺し合っている可能性がある。CFO<sub>t</sub>でコントロールした偏相関 $\rho(\Delta WC_t, CFO_{t+1}|CFO_t)$ 及び $\rho(\Delta WC_t, CFO_{t-1}|CFO_t)$ は、それぞれ0.39及び0.46で有意に正となった。

- 17) DDは、キャッシュ・フローの予測可能性を表すような財務特性とSRESIDが関連しているという結果を得ている。これらの財務特性として用いられている変数は、経営環境の不確実性や安定性、見積もりの困難性を示すキャッシュ・フロー、利益、発生項目、売上高それぞれのボラティリティ(標準偏差)、営業資金サイクル、規模、赤字発生頻度、発生項目の絶対値である。本稿においても、DDと同じ財務特性及び手法を用いて分析を行なった結果、ほぼ同様の関連性が確認された。
- 18) なお、これと同様の分析として、予測誤差の差異  $\{NM1, TM1, TM2$ のFE-FE(NM2) $\}$ をSRESIDで説明する回帰分析を試みた。しかし、SRESIDとFE(NM2)の関係(表4 Panel B参照)から、どのモデルにおいてもSRESIDの係数は有意に負となった。一方、NM1、TM1、TM2のFEをSRESIDとFE(NM2)で説明する回帰分析においては、両変数の係数は有意に正となった。

《引用文献》

- Barth, M.E., D.P. Cram and K.K. Nelson, 2001, "Accruals and the prediction of future cash flows", *Accounting Review* 76, pp.27-58.
- 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.
- Financial Accounting Standards Board (FASB), *Accounting Standards: Original Pronouncements July 1973-June 1, 1983*. Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises. Statement of Financial Accounting Concepts No.1, New York, McGraw-Hill.
- Finger, C.A., 1994, "The ability of earnings to predict future earnings and cash flow", *Journal of Accounting Research* 32, pp.210-223.
- Garza-Gomez, X., M. Okumura, and M. Kunimura, 2000, "Discretionary accrual models and the accounting process," *Kobe Economic and Business Review* 45, pp.103-135.
- Hribar, P., and D.W. Collins, 2002, "Errors in estimating accruals: Implications for empirical research", *Journal of Accounting Research* 40, pp.105-134.
- Jones, J.J., 1991, "Earnings management during import relief in-

- vestigation", *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.
- Schipper, K., and L. Vincent, 2003, "Earnings quality", *Accounting Horizons* 17 (Supplement), pp.97-110.
- Subramanyam, K.R., 1996, "The pricing of discretionary accruals", *Journal of Accounting and Economics* 22, pp.249-281.
- 田澤宗裕 (2001) 「会計利益とキャッシュ・フローの関係—発生項目の役割を通して—」『産業経理』Vol.61, No.1, pp.100-114.
- 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.