

わが国におけるキャッシュフロー予測の分析

Accruals and the Prediction of Future Cash Flows in Japan

吉田 和生(名古屋市立大学)
Kazuo Yoshida

要 約

キャッシュフローの予測として、キャッシュフローよりも利益の方が適しており、発生項目の役割が注目されている。この研究の拡張として、利益とその変動によって予測するモデル（利益モデル）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モデル（発生項目成分モデル）では、どちらが優れているかという問題がある（Barth et al.(2001)）。本稿では、この2つのモデルについて時系列と産業別クロスセクションで推定して、キャッシュフローの予測誤差を分析した。分析の結果、時系列では発生項目成分モデルの方が予測誤差は小さいが、クロスセクションでは予測誤差に違いはないという結果が得られた。そして、単純に当期の利益で予測するナイーブモデルの予測誤差が最小で、全サンプルでみると時系列やクロスセクションの推定が予測に役立っているとはいえない。しかし、産業別にみると特にクロスセクションによる発生項目成分モデルの推定が有効な場合もあり、発生項目の成分と将来キャッシュフローとの関係を分析することが予測に役立っていることが析出された。

Summary

Accounting earnings, including accruals, are superior to cash flows as a measure of firm performance and the role of accruals attracts considerable attention. Barth et al.(2001) especially analyze the relationship between accounting numbers and future cash flows using two models, *Aggregate Earnings* and *Cash Flow and Accrual Components*, and find that the latter model has more predictive ability for future cash flows than the former. In this paper, forecast errors with the two models are examined, as an extension study of Barth et al.. The results show forecast errors with *Cash Flow and Accrual Components* model are smaller than ones with the *Aggregate Earnings* model in the time series analysis but no difference in the cross section. Moreover, a naive forecasting model, using the corporate earnings, introduces the smallest forecast errors in all models. These empirical results vary industry by industry since the relations of future cash flows to accounting numbers are not equivalent across the industries, and hence it is useful for forecasting cash flows to analyze the relations.

1. 序

株価分析や経営分析等において、企業の業績を測定する尺度としてキャッシュフローよりも利益の方がよく利用されている。これは、キャッシュフローには計上時期（timing）と対応（matching）の問題のために歪みがあるからである。これらの問題は収益の認識原則と費用収益対応原則のもとで測定される発生項目によって軽減できるため、発生項目を含んでいる利益の方が業績尺度として適していると考えられる。実際にDechow (1994) は株価との関連性を分析し、キャッシュフローよりも利益の方が株価説明力が高いことを確認している¹⁾。特に営業資金サイクルが長いほ

ど、利益とキャッシュフローは乖離するため、利益の株価説明力が相対的に増加することを析出している。

また、Dechow et al. (1998) は利益、キャッシュフローと発生項目の関係をモデルを使って説明している。利益率よりも営業資金サイクルが長い場合、売上の増加は当期のキャッシュフローを減少させるように影響する。資金化されていない運転資本は翌年資金化されるので、キャッシュフローには負の自己相関が生じる。キャッシュフロー予測の点では、利益は翌年資金化される分を発生項目として含んでいるため予測に適している。それに対してキャッシュフローは発生項目を含んでいないため、この分だけ予測誤差が大きくな

る。そして彼らは負の自己相関や予測誤差の違いを実際のデータを使って確認し、モデルに整合する結果を提示している²⁾。

これらの研究から、将来のキャッシュフロー（企業業績）を測定する尺度としてキャッシュフローよりも利益の方が優れており、発生項目の役割が明らかとなっている。こうした研究の拡張としてBarth et al. (2001) は、将来のキャッシュフローを利益とその変動で予測するモデル（以下、利益モデルと呼ぶ）とキャッシュフローと発生項目の各成分で予測するモデル（発生項目成分モデル）を比較している。この2つのモデルは発生項目を考慮している点で同じであるが、発生項目を分解しているかどうかの違いがある。クロスセクションによる推定の結果、発生項目成分モデルの方が将来のキャッシュフローをより説明できることを析出している。

本稿では、わが国のデータを使って利益モデルと発生項目成分モデルの比較を行い、キャッシュフローの予測モデルとしてどちらが適しているかを分析する。Barth et al. (2001) は将来のキャッシュフローとの関係を分析し、回帰式の説明力（決定係数）を比較しているが、予測という観点からは分析していない。本稿では、実際にモデルが予測に役立つかどうかを明らかにするため、時系列と産業別クロスセクションによってモデルを推定してキャッシュフローの予測を行い、その予測誤差を分析する。

2. モデルと予測誤差

Dechow et al. (1998) は、いくつかの仮定のもとでキャッシュフロー（ CF_t ）と利益（ E_t ）との関係式を導出している。それらの仮定とは、1) 売上はランダムウォーク過程に従う（ $S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t$ ）。2) 利益は売上に比例する（ $E_t = \pi S_t$ ）。

3) 受取勘定（支払勘定）は売上（仕入）に比例する（ $AR_t = \alpha S_t$, $AP_t = \beta P_t$ ）³⁾。4) 棚卸資産の水準は売上原価の一定割合（目標在庫）であるが、調整速度を考慮する（ $INV_t = \gamma_1(1-\pi)S_t - \gamma_1\gamma_2(1-\pi)\varepsilon_t$ ）。5) 発生項目は受取勘定、棚卸資産及び支払勘定から発生する。

$t+1$ 期のキャッシュフローは、収入と支出の差として定義する（ d は前期からの増加額を示す）。

$$CF_{t+1} = (S_{t+1} - dAR_{t+1}) - (P_{t+1} - dAP_{t+1})$$

この定義式に先の仮定を代入して、次の関係式を導出する。

$$CF_{t+1} = E_{t+1} - \delta \varepsilon_{t+1} + \zeta (\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t) + \eta (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$$

$$\delta = \alpha + (1 - \pi) \gamma_1 - \beta (1 - \pi)$$

$$\zeta = \gamma_1(1 - \pi) [\beta + \gamma_2(1 - \beta)]$$

$$\eta = \beta \gamma_1 \gamma_2 (1 - \pi)$$

t 期において、この式の期待値をとると、

$$\begin{aligned} E[CF_{t+1}] &= E_t - (\zeta - \eta) \varepsilon_t - (\eta) \varepsilon_{t-1} \\ &= E_t - (\zeta - \eta) / \pi (E_t - E_{t-1}) - (\eta / \pi) (E_{t-1} - E_{t-2}) \end{aligned}$$

というキャッシュフローの予測式が得られる。この式から、 $t+1$ 期のキャッシュフローは t 期の利益とそれ以前の利益変動によって予測することになる（利益モデル）。また、右辺の第2項と第3項を無視すると、 $t+1$ 期のキャッシュフローは t 期の利益で予測するという最も単純な予測式が得られる。

このモデルに従って予測誤差とその分散を計算すると、

$$\begin{aligned} \text{予測誤差 } (CF_{t+1} - E[CF_{t+1}]) &= (\pi - \delta + \zeta) \varepsilon_{t+1} \\ \sigma^2(\text{予測誤差}) &= (\pi - \delta + \zeta)^2 \sigma^2 \end{aligned}$$

となる（ ε_t は分散 σ^2 、共分散0）。つまり t 期以前の変動はすべて消去され、将来の変動による

部分だけが残る最小分散となる。

Barth et al. (2001) は別の方法からキャッシュフローの予測式を導出している。彼らは最初にキャッシュフロー定義式の期待値を計算する。次に Dechow et al. の仮定 1 から $E(S_{t+1}) = S_t$ となり、この S_t に定義式を代入して売上変数を除外する。そして、ほかの仮定を用いて最終的に次の予測式を導出する。

$$E [CF_{t+1}] = CF_t + (1 - (1 - \beta) \gamma_1 \gamma_2 (1 - \pi) / \alpha) dAR_t + (1 - \beta) dINV_t - dAP_t$$

この式から、 $t+1$ 期のキャッシュフローは t 期のキャッシュフローと t 期の発生項目の各成分で予測することになる (発生項目成分モデル)。この予測式も Dechow et al. と同じ定義式と仮定を用いて計算したもので、その予測誤差の分散は最小になっている。

以上のように Dechow et al. のモデルから、利益モデルと発生項目成分モデルという 2 つの予測モデルが導出される。この 2 つのモデルについてキャッシュフロー予測能力を分析することが、本稿の目的である。

3. サンプルと分析方法

1975 年 4 月期から 2000 年 7 月期までの金融保険業を除く全上場企業 (2415 社 52729 サンプル) を、分析の対象として取り上げている。時系列データの推定、キャッシュフロー予測や誤差を計算するため、上場期間が 16 年以下の企業をサンプルから除外している。また、決算月を変更している企業は、キャッシュフロー等の計算が困難なため除外している。残る 1155 社 27988 サンプルが本稿で使用しているもので、このうち 14234 はモデルの推定に、5568 は予測誤差の計算に専ら使用している。残る 8186 サンプル (1989 - 1997

年) が分析サンプルであるが、モデルの推定をローリング方式で行っているため、この分析サンプルも推定や予測誤差の計算にも使用している⁴⁾。分析で使用する企業財務データは日経 NEEDS データから収集している。

本稿で用いる分析変数は次の定義により計算している⁵⁾。なお、 i は各企業を、 t は期間を示している。

利益 (E_{it}) : 税引後当期純利益 + 特別損失 - 特別利益
 営業キャッシュフロー (CF_{it}) : 営業利益 + 減価償却費 - 支払利息 - 法人税等 - 運転資本発生項目 + 引当金増加額
 運転資本発生項目 : (流動資産増加 - 現金増加 - 有価証券増加 - 短期貸付金増加) - (流動負債増加 - 短期借入金増加 - 1 年以内長期借入金増加 - 1 年以内償還債増加)
 その他 it : 利益 (E_{it}) - (営業キャッシュフロー (CF_{it}) + 受取勘定増加 (dAR_{it}) + 棚卸資産増加 ($dINV_{it}$) - 支払勘定増加 (dAP_{it}))

キャッシュフローの予測誤差を分析するため、次の式を使って利益モデルと発生項目成分モデルを比較する。モデルの比較は時系列とクロスセクションのデータを推定して行うが、こうした推定がないナイーブモデル (NM 1 と NM 2) も取り上げる。

NM 1

$$\text{予測式 : } E [CF_{it+1}] = \text{利益} (E_{it})$$

NM 2

$$\text{予測式 : } E [CF_{it+1}] = CF_{it}$$

TM 1 (CM 1)

$$\text{推定式 : } CF_{it+1} - E_{it}$$

$$= a_{1i} (E_{it} - E_{it-1}) + a_{2i} (E_{it-1} - E_{it-2}) + u_{it}$$

$$\text{予測式 : } E [CF_{it+1}]$$

$$= E_{it} + a_{1i}(E_{it} - E_{it-1}) + a_{2i}(E_{it-1} - E_{it-2})$$

TM2 (CM2)

$$\begin{aligned} \text{推定式: } CF_{it+1} - CF_{it} + \text{支払勘定増加}_{it} \\ = b_{1i} \text{受取勘定増加}_{it} + b_{2i} \text{棚卸資産増加}_{it} \\ + b_{3i} \text{その他}_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{予測式: } E[CF_{it+1}] \\ = CF_{it} + b_{1i} \text{受取勘定増加}_{it} + b_{2i} \text{棚卸資産増加}_{it} \\ - \text{支払勘定増加}_{it} + b_{3i} \text{その他}_{it} \end{aligned}$$

TM1が時系列推定による利益モデルで、TM2が発生項目成分モデルである。CM1とCM2は、クロスセクション推定による利益モデルと発生項目成分モデルである。推定式における u_{it} は誤差項を示している。なお、Barth et al. (2001)は、発生項目の成分として減価償却や償却費用も取り上げている。これらの変数は会計方法の変更を通して利益調整等に利用されていると考えられる。本稿においては、こうした変数の予測誤差への影響度を抑えるため、「その他 $_{it}$ 」に含めて分析している。

時系列分析では各企業について直前12年間のデータで係数を推定し、推定された係数と当期のデータを使って予測式から次期のキャッシュフローを予測している⁶⁾。クロスセクション分析では産業別(20業種)に前期のデータで係数を推定し、その係数と当期のデータを使って次期のキャッシュフローを予測している。時系列とクロスセクションの両方において、係数が1である変数(E_{it} 、 CF_{it} 、支払勘定増加 $_{it}$)は右辺から左辺に移行して推定している。不均一分散の問題に対処するため、変数を総資産で割って分析している⁷⁾。予測誤差は、実際のキャッシュフローと予測キャッシュフローとの差の絶対値として定義している。

$$\text{予測誤差} = \text{絶対値}(CF_{it+1} - E[CF_{it+1}])$$

4. 分析結果

4.1 記述統計

表1には分析サンプル(8186)の記述統計が示されている。利益とキャッシュフローの平均値は1.530%と2.892%であり、キャッシュフローの方が大きくなっている。発生項目では、受取勘定増加の平均値が0.762%であり、棚卸資産増加や支払勘定増加の平均値よりも大きい。「その他」は減価償却を含んでいることから平均値が4.269%と大きい。最大値と最小値の幅は、発生項目を構成するすべての変数において大きくなっている。いずれも企業の発生項目として重要な変数になっていると考えられる。表1の下段にはSpearmanの順位相関係数が示されている。1年後キャッシュフローとの相関係数は、利益では0.301、キャッシュフローでは0.340で同じような値である。そのほかの相関係数の中では、特に受取勘定増加と支払勘定増加の係数が0.638と高くなっている。この2つの変数を同時に推定すると多重共線性の問題が生じる可能性があるが、本稿における予測誤差の分析(表3以降)では、支払勘定増加を左辺に移行してこの問題を回避している。

予測誤差を分析する前にBarth et al. (2001)と同様な回帰分析を行い、1年後キャッシュフローと利益や発生項目等との関係についてみてみる。回帰分析の結果は表2に示されている。利益モデルでは、利益(E_t)の係数は0.744で、そのt値は15.87と高く有意となっている。過去の利益変動($E_t - E_{t-1}$ 、 $E_{t-1} - E_{t-2}$)のt値は-1.03、-1.57と高くなく、それらの係数は有意ではない。この利益モデルの結果から、1年後キャッシュフローは主として当期の利益から説明されていることがわかる。発生項目成分モデルではキャッシュフロー、受取勘定増加、棚卸資産増加、支払勘定増加

表1 分析変数の記述統計と相関係数

記述統計	利益(Et)	Et - Et-1	Et-1 - Et-2	CF	1年後CF	受取勘定増加	棚卸資産増加	支払勘定増加	その他
平均値	1.530	-0.011	0.004	2.892	3.084	0.762	0.208	0.225	4.269
中央値	1.581	0.045	0.061	3.064	3.178	0.399	0.087	0.147	4.074
最大値	13.546	16.619	20.230	83.235	106.911	35.019	22.596	26.709	98.015
最小値	-20.083	-18.096	-26.347	-97.674	-127.295	-56.476	-45.846	-28.003	-66.333
標準偏差	2.623	1.825	1.901	6.047	6.329	4.340	2.886	3.545	4.892
観測数	8186	8186	8186	8186	8186	8186	8186	8186	8186

Spearmanの 順位相関	利益(Et)	Et-Et-1	Et-1-Et-2	CF	1年後CF	受取勘定増加	棚卸資産増加	支払勘定増加	その他
利益 (Et)	1.000	0.324	0.361	0.350	0.301	0.169	0.171	0.140	-0.003
Et-Et-1		1.000	0.078	0.134	0.102	0.257	0.117	0.252	-0.170
Et-1-Et-2			1.000	0.086	0.087	0.154	0.181	0.110	-0.088
CF				1.000	0.340	-0.196	-0.157	0.085	-0.044
1年後CF					1.000	0.018	-0.039	-0.037	0.241
受取勘定増加						1.000	0.204	0.638	-0.228
棚卸資産増加							1.000	0.339	-0.182
支払勘定増加								1.000	-0.200
その他									1.000

注：変数はすべて総資産で割って分析している。

利益 (Et) = 税引後当期純利益 + 特別損失 - 特別利益

営業キャッシュフロー (CF) = 営業利益 + 減価償却費 - 支払利息 - 法人税等 - 運転資本発生項目 + 引当金増加額

その他 = 利益 (Et) - (営業キャッシュフロー (CF) + 受取勘定増加 + 棚卸資産増加 - 支払勘定増加)

表2 将来キャッシュフローと予測変数との関係

(係数下の括弧内はt値を示す)

<利益モデル>					R ²	adj-R ²	F値 (確率)
定数項	利益 (Et)	Et - Et-1	Et-1 - Et-2				
0.019	0.744	-0.061	-0.097		0.086	0.086	256.685
(17.66)	(15.87)	(-1.03)	(-1.57)				(0.000)

<発生項目成分モデル>							R ²	adj-R ²	F値 (確率)
定数項	CF	受取勘定増加	棚卸資産増加	支払勘定増加	その他				
-0.014	0.582	0.633	0.476	-0.668	0.547	0.235	0.234	502.144	
(-8.29)	(20.98)	(19.01)	(12.33)	(-16.38)	(26.66)			(0.000)	

注：分析サンプルは8186社で、被説明変数は1年後CFである。

及び「その他」のt値の絶対値はいずれも高く、有意となっている。自由度調整後の決定係数は0.234であり、利益モデルの0.086よりも高くなっている。このように回帰分析の結果は、利益モデルよりも発生項目成分モデルの方が1年後キャッシュフローとの関連性が高く、予測モデルとし

て適していることを示している⁸⁾。

しかし、この回帰分析の結果にはいくつかの問題点があげられる。まず、Dechow et al. (1998)のモデルでは発生項目の各成分は売上（したがって利益）の関数になっていることである。発生項目の各成分は独立に変動するのではなく連動して

おり、多変量解析を行う場合、多重共線性の問題が生じると考えられる。第2に、2つのモデルの定数項はともに有意であり、分析に取り上げていない変数の代理としてモデルの推定に役立っている。第3に、回帰分析を用いて1年後キャッシュフローとの関係を分析しているが、実際にモデルが予測に役立つかどうかについては分析していない。これを行うには、その時点での入手可能なデータからモデルを使ってキャッシュフローを予測し、その後に判明するキャッシュフローとを比較すべきである。本稿では、予測モデルの有効性を明らかにするため、実行可能なプロセスからキャッシュフローの予測を行い、その予測誤差を分析する。

4.2 予測誤差の分析

表3には6つのモデルによる予測誤差が示されている。NM1による予測誤差の平均値は4.270%

で、中央値は3.185%である。最大値は112%、最小値は0%、標準偏差は4.63%である。NM2の平均値は4.732%であり、NM1の平均値よりも大きい。NM2の標準偏差は5.874%で、NM1の標準偏差よりも1%以上大きくなっている。TM1の平均値は4.994%で、6つのモデルの中では最も誤差が大きい。TM2の平均値は4.810%で、TM1よりは小さいがNM1やNM2の平均値よりも大きい。TM2では、最大値や標準偏差が149%、6.06%と非常に大きくなっている。CM1とCM2の平均値は4.368%と4.443%であり、NM2、TM1やTM2よりも小さい。しかし、NM1の誤差よりも大きく、全サンプルの平均値を見る限りモデルの推定が予測に役立っているとはいえない。

表3の下段には、予測誤差を比較するWilcoxonの符号順位付き検定(Z値)とSpearmanの順位相関係数が示されている。まず、NM1とNM2

表3 予測誤差の分析

	NM1	NM2	TM1	TM2	CM1	CM2
平均値	4.270	4.732	4.994	4.810	4.368	4.443
中央値	3.185	3.168	3.574	3.423	3.228	3.203
最大値	112.705	108.315	119.887	149.774	111.165	105.980
最小値	0.000	0.000	0.001	0.002	0.000	0.003
標準偏差	4.630	5.874	5.977	6.060	4.767	5.068
比較マトリックス	NM1	NM2	TM1	TM2	CM1	CM2
NM1	1.000	-4.695	-15.181	-6.952	-2.779	-2.459
NM2	0.315	1.000	-4.688	-2.399	-3.613	-4.139
TM1	0.736	0.295	1.000	-2.446	-12.710	-6.839
TM2	0.269	0.537	0.253	1.000	-5.777	-5.241
CM1	0.874	0.317	0.699	0.273	1.000	-0.988
CM2	0.271	0.519	0.234	0.553	0.282	1.000

注：予測誤差=絶対値(1年後CF-予測CF)=絶対値(CFit+1-E[CFit+1])

NM1:E [CFit+1]=Eit

NM2:E [CFit+1]=CFit

TM1:E [CFit+1]=Eit+a1i(Eit-Eit-1)+a2i(Eit-1-Eit-2)

TM2:E [CFit+1]=CFit+b1i受取勘定増加+b2i棚卸資産増加-支払勘定増加+b3iその他

CM1:E [CFit+1]=Eit+a1(Eit-Eit-1)+a2(Eit-1-Eit-2)

CM2:E [CFit+1]=CFit+b1受取勘定増加+b2棚卸資産増加-支払勘定増加+b3その他

比較マトリックスの上段はWilcoxonの検定(Z値)であり、下段はSpearmanの順位相関を示している。

の予測誤差の違いを検定する Wilcoxon の Z 値は -4.695 で、NM1 の方が予測誤差が小さく、キャッシュフローよりも当期の利益で予測する方が予測が良いという結果になっている。この点、Dechow et al. の分析結果と同じである。しかも、この NM1 の予測誤差は、そのほかすべてのモデルの誤差に比べても統計的に小さい。TM1 と TM2 の比較では、Wilcoxon の Z 値は -2.446 で、TM2 (発生項目成分モデル) の方が予測誤差が統計的に小さいという結果になっている。しかし、CM1 と CM2 の比較では、Wilcoxon の Z 値は -0.988 であり、2 つのモデルの予測誤差は統計的には違いがない。予測誤差の相関を見ると、NM1 と TM1 の相関係数が 0.736、NM1 と CM1 が 0.874、TM1 と CM1 が 0.699 となってお

り、利益を用いたモデル間において相関係数が高くなっている。また、NM2、TM2 と CM2 の間にも 0.5 以上の相関係数が計測されており、キャッシュフローを用いたモデル間において相関係数が高いことがわかる。

以上から、1 年後キャッシュフローを予測した場合、NM1 の予測誤差が最も小さくなっている。キャッシュフローよりも利益で予測する方が誤差が小さく、さらに時系列やクロスセクションによる推定は、平均値を見る限り予測に役立っているとはいえない。利益モデルと発生項目成分モデルの比較では、時系列では発生項目成分モデルの方が誤差は小さいが、クロスセクションでは違いがないという結果になっている。

表 4 には予測誤差の産業別平均値が示されてい

表 4 予測誤差の産業別平均値

	サンプル数	NM1	NM2	TM1	TM2	CM1	CM2
水産・鉱業	120	4.192	5.105	6.511	5.222	4.638	4.845
建設業	583	4.072	5.201	4.589	4.953	4.064	4.591
食料品	463	3.892	4.192	4.214	4.455	4.025	4.144
繊維	275	6.012	7.427	6.814	7.346	6.445	7.646
パルプ・紙	110	3.663	3.585	4.063	4.063	3.583	3.868
化学	766	3.938	4.311	4.307	4.594	4.018	4.136
石油・ガラス土石	401	4.754	5.580	5.105	5.654	4.805	5.491
鉄鋼	291	4.522	5.718	4.722	5.008	4.594	5.923
非鉄金属	209	3.481	3.403	3.834	3.788	3.586	3.464
金属	262	4.307	4.508	4.645	4.488	4.355	4.228
機械	863	4.504	5.705	5.260	5.677	4.498	4.801
電気機器	739	4.308	4.286	5.003	4.347	4.179	4.049
輸送用機器	503	5.062	4.832	6.062	4.596	5.482	4.503
精密機器	200	4.072	4.387	4.790	4.177	4.465	4.230
その他の製造業	203	3.352	4.378	4.118	4.419	3.434	4.077
商業	1023	3.523	4.139	4.526	4.122	3.576	3.589
不動産	141	4.486	5.215	6.499	5.958	5.416	5.364
運輸・通信業	611	4.273	4.056	4.826	4.750	4.312	3.883
電力ガス業	52	7.901	3.068	8.497	3.173	7.922	3.787
サービス業	371	4.724	4.655	6.449	4.969	4.809	4.509

注：斜体数字は、5%水準(Wilcoxon 両側検定)で NM1 の予測誤差よりも小さいことを示している。

る。繊維はどのモデルでも誤差が大きく、キャッシュフローの予測が難しい産業となっている。電力ガス業では、NM1の誤差は7.901%と大きい、NM2の誤差は3.068%と小さく、モデル間で大きな違いが生じている。NM1との比較に焦点を当てると、TM1とCM1は同様な傾向であるが予測誤差が大きくなっている。つまり、産業別にみても、利益モデルを推定して過去の利益変動を予測に用いることは意味があるとはいえない。単純に当期の利益で予測するNM1が、便利で有効であることを示している。それに対して、NM2、TM2とCM2では異なる誤差が計測され、NM1よりも予測誤差が小さい産業もある。輸送用機器、運輸・通信業と電力ガス業の予測誤差は、NM1に比べて5%水準で小さくなっている。産業別にみると、利益を用いたナイーブモデル(NM1)よりもキャッシュフローをベースとしたモデルの予測誤差が小さい業種があり、特にクロスセクションによる発生項目成分モデル(CM2)の予測誤差は小さく、モデルの推定に意味があることを示している。

4.3 予測誤差とモデルの推定

表4では産業別に予測誤差を比較し、産業によってはNM1よりもキャッシュフローモデルが有

効な場合もあり、発生項目成分モデルの推定が予測に役立っていることがわかった。ここでは、モデル推定の有効性を予測精度の高いCM2を中心に、さらに計量的に分析する。まずCM2の予測誤差が小さい理由の1つに、キャッシュフロー予測の有効性があげられる。例えば、先に述べたように電力ガス業の予測誤差は、キャッシュフローを用いたモデル(NM2、TM2、CM2)においていずれも小さくなっている。このほかの理由として、モデル推定の効果が考えられる。輸送用機器ではCM2の誤差はNM2よりも小さくなっているが、この産業では受取勘定増加のt値の絶対値平均は6.17で4番目に高い。よりt値の高い産業は建設業、機械と商業であり、これらのCM2の誤差はNM1よりも大きい。建設業については棚卸資産増加のt値の絶対値平均も最も高く、クロスセクション推定における説明変数の説明力が予測に役立っている。この点を実証的に分析するため、NM1との予測誤差の違いを、(NM1 - NM2)と説明変数のt値の絶対値で説明する回帰分析を行った。(NM1 - NM2)によりキャッシュフロー予測の有効性を測定し、受取勘定増加などの説明変数のt値によってモデル推定の効果を測定する。分析結果は表5に示されている。

表5 予測誤差の比較分析

(係数下の括弧内はt値を示す)

	定数項	NM1 - NM2受取勘定増加の棚卸資産増加の		その他の	Et - Et-1の		R ²	Adj-R ²	F値 (確率)	
		t値の絶対値			t値の絶対値	t値の絶対値				
		(+)	(+)			(+)				(+)
被説明変数	0.104	0.558	0.079	0.039	-0.186		0.433	0.433	1564.481	
= NM1 - CM2	(1.34)	(21.90)	(6.78)	(2.33)	(-8.35)				(0.000)	
被説明変数	0.351	0.662	-0.028	-0.071	-0.403		0.380	0.380	1254.781	
= NM1 - TM2	(3.77)	(14.02)	(-1.23)	(-1.37)	(-5.44)				(0.000)	
被説明変数	0.004					-0.022	0.002	0.002	7.549	
= NM1 - CM1	(0.08)					(-0.74)			(0.001)	
被説明変数	0.166					-0.420	0.022	0.022	91.867	
= NM1 - TM1	(2.24)					(-5.10)			(0.000)	

まず、NM1とCM2の違いを分析した回帰式では(NM1 - NM2)の係数は正であり、NM2の誤差が小さいほどCM2の誤差は小さくなっている⁹⁾。その係数のt値は21.90で、有意である。受取勘定増加と棚卸資産増加のt値の係数はそれぞれ0.079、0.039で、t値は6.78、2.33と有意である。したがって、受取勘定増加と棚卸資産増加の係数が有意であるほど予測誤差は小さく、クロスセクションで発生項目成分モデルを推定することは有効であることを示している。しかし、「その他のt値」については係数は負で、t値が高いほど誤差が大きくなっている。次にNM1とTM2の違いを分析した回帰式では、(NM1 - NM2)の係数は正で有意であるが、受取勘定増加と棚卸資産増加のt値は有意ではない。時系列による発生項目成分モデルの推定は予測に役立っているとはいえない¹⁰⁾。これら2つの回帰式は決定係数も高く、誤差の違いのうち約4割が説明されている。最後の2行は、NM1と利益モデル(TM1とCM1)との違いを分析した回帰式で、受取勘定増加のt値などに変えて($E_t - E_{t-1}$)と($E_{t-1} - E_{t-2}$)のt値の絶対値により誤差の違いを分析している。しかし、説明変数の符号は期待とは反対で、利益モデルの推定が良いほど予測誤差は大きいという結果になっている。決定係数も非常に低いことから、時系列でもクロスセクションでも利益モデルの推定がキャッシュフロー予測に有効であるとはいえない。

4.4 2年後、3年後の予測

これまでは1年後キャッシュフローの予測について分析した。これを補足するために、ここでは2年後と3年後のキャッシュフローについて同様な分析を行う¹¹⁾。表6の上段には2年後と3年後について予測誤差の平均値と標準偏差が、中段にはWilcoxon検定(Z値)が示されている。2年

後の予測誤差でもNM1の平均値が4.270%で最も小さく、TM1の平均値が5.020%で最も大きい。時系列の推定ではTM2の平均値(4.786%)の方が小さく、クロスセクションの推定ではCM1の平均値(4.367%)の方が小さくなっている。NM1とNM2の予測誤差の違いを検定するWilcoxonのZ値は-5.198で、キャッシュフローよりも当期の利益で予測する方が誤差は小さい。TM1とTM2の比較ではZ値は-3.132で、TM2の予測誤差の方が統計的に小さい。しかし、CM1とCM2を比較したZ値は-0.559で、2つのモデルの予測誤差に違いがないという結果になっている。NM1とCM2の予測誤差を比較するZ値は-1.320と高くなく、誤差の違いはない。この点、1年後キャッシュフローの予測では違いがあったが、2年後キャッシュフローの予測では違いはない。

3年後の分析も2年後の分析とよく似た傾向が出ているが、特にNM1とCM1の誤差を比較するZ値は-1.369であり、NM1とCM2を比較するZ値は-0.332である。クロスセクションのモデル(CM1とCM2)とNM1の予測誤差は違いがないという結果になっている。以上から、NM1が予測誤差が最も小さく、将来のキャッシュフローを予測するモデルとして適しているが、NM1とクロスセクションによる予測誤差の違いは統計的にはないといえる。また、利益モデルと発生項目成分モデルの比較では、時系列では発生項目成分モデルの方が誤差は小さいが、クロスセクションでは違いがないという結果になっている。

表6の下段には産業別に2年後と3年後の予測誤差が示されている。この表では表4と同じ傾向が出ている。繊維はどのモデルでも誤差が大きく、電力ガス業はNM1(TM1, CM1)の誤差が大きいが、NM2(TM2, CM2)の誤差

が小さくなっている。さらに、電気機器や輸送用機器等、キャッシュフローをベースとしたモデルが有効な産業もあり、特にクロスセクションによる発生項目成分モデルの推定が予測に役立っていることを示している。

表7には、2年後と3年後におけるNM1との

誤差の違いを、(NM1 - NM2) と受取勘定増加のt値の絶対値などで説明する回帰分析の結果が示されている。分析結果は表5とほぼ同じ結果になっている。NM1とCM2の違いを分析した回帰式では、(NM1 - NM2)、受取勘定増加と棚卸資産増加のt値の絶対値が期待通りの符号をも

表6 2年後、3年後の予測誤差

	< 2年後の予測誤差 >						< 3年後の予測誤差 >					
	NM1	NM2	TM1	TM2	CM1	CM2	NM1	NM2	TM1	TM2	CM1	CM2
平均値	4.270	4.747	5.020	4.786	4.367	4.421	4.428	4.906	5.146	4.930	4.501	4.519
標準偏差	4.412	5.552	5.901	5.609	4.623	4.909	4.555	5.708	5.961	5.700	4.714	4.913
Wilcoxonの検定 (Z値)	NM1対NM2		-5.198				NM1対NM2		-5.404			
	TM1対TM2		-3.132				TM1対TM2		-2.742			
	CM1対CM2		-0.559				CM1対CM2		-0.576			
	NM1対CM1		-3.161				NM1対CM1		-1.369			
	NM1対CM2		-1.320				NM1対CM2		-0.332			
産業別平均値	NM1	NM2	TM1	TM2	CM1	CM2	NM1	NM2	TM1	TM2	CM1	CM2
水産・鉱業	4.248	5.750	5.615	5.686	4.494	5.485	3.984	4.977	5.818	5.148	4.284	5.937
建設業	4.060	5.362	4.483	4.784	4.032	4.649	3.898	5.262	4.390	4.903	3.943	4.435
食料品	4.134	4.171	4.715	4.470	4.279	4.083	4.412	4.501	4.970	4.869	4.626	4.469
繊維	6.297	8.066	7.075	8.152	6.719	7.719	6.433	8.105	7.428	7.802	6.801	7.331
パルプ・紙	3.969	3.998	4.599	4.145	4.072	4.465	4.863	4.639	5.283	5.012	4.777	5.741
化学	3.919	4.192	4.303	4.095	3.917	3.885	4.014	4.206	4.346	4.177	3.993	3.802
石油・ガラス土石	4.462	5.152	4.932	5.068	4.470	5.366	4.371	5.167	4.896	4.452	4.382	5.067
鉄鋼	4.702	5.401	5.008	5.488	5.073	5.156	4.972	6.075	5.199	5.554	5.008	5.710
非鉄金属	3.702	3.994	3.942	3.944	3.650	4.062	3.985	3.793	4.209	4.135	3.870	3.837
金属	4.304	4.684	4.727	4.276	4.418	4.155	4.534	4.498	4.802	4.731	4.648	4.403
機械	4.582	6.001	5.370	5.924	4.453	5.180	5.196	6.355	5.842	6.318	5.196	5.410
電気機器	4.403	4.363	5.028	4.657	4.214	4.107	4.732	4.773	5.416	4.849	4.552	4.364
輸送用機器	4.944	4.627	6.008	4.556	5.486	4.111	5.248	5.226	6.454	5.038	5.754	5.131
精密機器	4.101	4.302	4.644	4.820	4.402	4.635	4.382	4.483	5.124	4.823	4.324	4.495
その他の製造業	3.250	3.832	4.011	4.080	3.170	3.416	3.532	4.291	4.067	4.440	3.529	3.984
商業	3.422	4.060	4.620	4.174	3.580	3.535	3.418	4.138	4.405	4.101	3.555	3.380
不動産	3.974	5.186	6.277	4.942	5.322	5.300	3.934	5.508	5.271	6.091	4.513	4.918
運輸・通信業	4.139	3.903	4.672	4.323	4.092	3.807	4.069	3.891	4.633	4.563	3.970	3.762
電力ガス業	8.160	2.948	9.107	2.815	8.153	3.472	8.264	2.946	9.076	2.843	8.286	3.493
サービス業	4.705	4.720	6.267	4.959	4.896	4.542	4.512	4.552	6.220	4.857	4.690	4.308

注：斜体数字は、5%水準(Wilcoxon 両側検定)でNM1の予測誤差よりも小さいことを示している。

表7 2年後、3年後の予測誤差の比較分析

(係数下の括弧内はt値を示す)

定数項	NM1-NM2 受取勘定増加		棚卸資産増加の		その他の	Et - Et-1の	Et-1 - Et-2の	R ²	Adj - R ²	F値 (確率)
	t 値の絶対値 (+)	t 値の絶対値 (+)	t 値の絶対値 (+)	t 値の絶対値 (+)	t 値の絶対値 (+)	t 値の絶対値 (+)	t 値の絶対値 (+)			
< 2 年後の予測誤差 >										
被説明変数	-0.280	0.588	0.058	0.090	-0.054			0.464	0.464	1771.613
= NM1-CM2	(-3.31)	(41.46)	(6.10)	(4.61)	(-2.30)					(0.000)
被説明変数	0.295	0.630	0.051	-0.020	-0.550			0.385	0.385	1281.776
= NM1-TM2	(3.30)	(15.50)	(2.40)	(-0.44)	(-7.49)					(0.000)
被説明変数	-0.080					0.006	-0.015	0.000	0.000	0.553
= NM1-CM1	(-1.99)					(0.20)	(-0.89)			(0.575)
被説明変数	0.200					-0.470	-0.553	0.022	0.022	92.941
= NM1-TM1	(2.38)					(-5.68)	(-7.16)			(0.000)
< 3 年後の予測誤差 >										
被説明変数	-0.171	0.559	0.066	0.040	-0.048			0.439	0.439	1603.237
= NM1-CM2	(-2.17)	(33.53)	(6.80)	(2.25)	(-2.19)					(0.000)
被説明変数	0.169	0.584	0.055	-0.086	-0.359			0.330	0.330	1007.964
= NM1-TM2	(1.90)	(20.32)	(2.83)	(-1.80)	(-5.97)					(0.000)
被説明変数	-0.053					0.029	-0.042	0.001	0.001	4.741
= NM1-CM1	(-1.60)					(1.46)	(-2.28)			(0.008)
被説明変数	0.139					-0.390	-0.548	0.022	0.021	89.976
= NM1-TM1	(1.87)					(-5.10)	(-7.31)			(0.000)

ち有意である。NM1とTM2の違いを分析した回帰式では、受取勘定増加のt値が期待通りの符号で有意である。利益モデルを分析した回帰式では、 $(E_t - E_{t-1})$ のみが期待通りの符号であるがt値は低い。それ以外の変数は期待とは反対の符号をもっており、モデルの推定が予測に役立っているとはいえない。この分析結果から、2年後と3年後の予測においても、発生項目成分モデルのクロスセクションによる推定(CM2)が有効であることがわかる。

5. 結語

本稿では、キャッシュフローの予測という点で、利益モデルと発生項目成分モデルではどちら

が優れているかを分析した。Dechow et al. (1998)のモデルを前提とした場合、2つのモデルから生じる予測誤差は同じである。しかし、分析結果は推定方法によって変わり、しかもナイーブモデル(当期の利益で予測するモデル)よりも誤差は大きく、必ずしも推定が予測に役立っているとはいえない。但し、産業別に見るとモデルの推定が有効な場合もあり、特にクロスセクションによる発生項目成分モデルの推定がキャッシュフロー予測に役立っていることが析出された。こうした結果は1年後のキャッシュフロー予測だけでなく2年後と3年後の予測について同様であり、分析結果は安定している。

Barth et al. (2001)の分析は、利益モデルよりも発生項目成分モデルの方が将来キャッシュ

ローとの関係が強く予測に適していることを示しているが、本稿の結果から一概に論じることは難しいと考えられる。本稿の分析結果は、各産業の特性¹²⁾が予測精度に大きく影響していることを示している。電力ガス業においてはキャッシュフローに比べて利益による予測が非常に悪かった。これは当該産業では、減価償却などを利用した発生高は大きい¹³⁾、次期キャッシュフローとの関連性が弱いことによる。輸送用機器、建設業や機械等では、発生項目成分モデルをクロスセクションで推定した予測が有効であった。これはこうした産業では受取勘定増加や棚卸資産増加の重要性が高く、この推定が有効であることによる。したがって、キャッシュフローの予測は当該産業の会計政策や取引慣行あるいは生産プロセスに深く関係しており、発生項目の内容と影響度を考慮した予測モデルの構築¹⁴⁾が必要であるといえる。

〔注〕

- 1) 百合草 (2001) はわが国企業のキャッシュフローと株価の関係を分析し、営業・投資・財務キャッシュフロー別に情報効果を検証している。
- 2) Greenberg et al. (1986) でもキャッシュフローよりも利益の方が適しているという結果になっている。わが国でも田澤 (2001) が、キャッシュフロー変動の負相関や利益の予測誤差が小さいことを確認している。しかし、Finger (1994) は短期 (1年後予測) ではキャッシュフローの方が適しており、鎌田・斎藤 (1997) が分析したわが国の石油産業でも、利益はキャッシュフローよりも予測に優れているとはいえないという結果になっている。
- 3) 売上との線形性はBernard and Stober (1989) が検証しているが、特に棚卸資産増加との関係が強くなっている。
- 4) 例えば利益モデルの場合、1997年の時系列分析 (TM1) では、各企業について1985年から1996年までのデータを使って推定式の a_{1i} と a_{2i} を推定する。この推定値と1997年のデータを使って、予測式から1年後キャッシュフローの予測値を算出する。そして、1998年の実際のキャッシュフローとの差を予測誤差として計算する。1997年のクロスセクション分析 (CM1) では、各産業ごとに1996年のデータを使って a_1 と a_2 を推定する。この推定値と各企業の1997年のデータを使って、1年後キャッシュフローの予測値を算出し、1998年の実際のキャッシュフローとの差を予測誤差として計算する。

- 5) Bowen et al. (1986) は複数のキャッシュフローを取り上げて分析し、営業キャッシュフローよりも稼働資本キャッシュフローや償却費控除前利益の方が営業キャッシュフローの予測には優れていることを析出している。キャッシュフローの定義はいろいろあるが、本稿では一般的な営業キャッシュフローを使用している。
- 6) 河 (2001) はキャッシュフロー、短期発生項目、長期発生項目の予測能力を調べて予測モデルを構築し、追加的な情報効果を分析している。本稿はDechow et al. (1998) のモデルを適用したが、それ以外の推定式の分析も今後の課題としてあげられる。
- 7) Dechow et al. (1998) は発行済株数で基準化しているが、データの分散が大きく異常値が含まれる。Barth et al. のように総資産で基準化した方がこうした問題は少なく、本稿でも同様なデフレタを用いている。さらに、クロスセクションの回帰分析ではWhite (1980) の方法を用いてt値を測定している。
- 8) Pesaran (1974) による非入れ子型のモデル選択検定を行ったところ、統計量は -0.078 であり、モデル間における説明力の違いは認められない。
- 9) $NM1 - NM2$ と他の説明変数との相関係数は、受取勘定増加のt値では 0.004 、棚卸資産増加のt値では -0.016 、その他のt値では -0.041 であった。これらの結果から、表5の分析において多重共線性の問題は生じていないと考えられる。
- 10) Subramanyan (1996) はジョーンズモデルについて時系列とクロスセクションの比較を行い、係数の安定性からクロスセクションの方が良いという結果を析出している。
- 11) 2年後、3年後のキャッシュフロー予測についても利益モデルと発生項目成分モデルの導出したところ、1年後キャッシュフローのモデルと同様に、利益、キャッシュフローと支払勘定増加の係数は1であった。
- 12) 浅野・榎本 (1998) は発生項目の各成分を分析し、業種によって異なることを明らかにしている。
- 13) Healy (1985) をはじめ、Jones (1991) のモデルを中心に利益調整の研究が行われている。最近では、Jeter and Shivakumar (1999) はキャッシュフローモデルを、Peasnell et al. (2000) はマージンモデルを、Gomez et al. (2000) は会計プロセスモデルを適用し、モデルの改良が研究されている。また、Lee et al. (1999) は、粉飾の指標として発生項目を分析している。
- 14) Lorek and Willinger (1996) は、企業ごとに時系列過程を特定して予測を行うことが有効であることを析出している。

〔参考文献〕

- Barth, M., D. Cram and K. Nelson, 2001, "Accruals and the prediction of future cash flows", *Accounting Review*, Vol.76, No.1, pp.27-58.
- Bernard, V. L. and T. L. Stober, 1989, "The nature and amount of information in cash flows and accruals", *Accounting Review*, Vol.64, No.4, pp.624-652.

- Bowen, R. M., D. Burgstahler and L. A. Daley, 1986, "Evidence on the relationships between earnings and various measures of cash flow", *Accounting Review*, Vol.61, No.4, pp.713-725.
- Dechow, P. M., 1994, "Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.18, No.1, pp.3-42.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari and R. L. Watts, 1998, "The relation between earnings and cash flows", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.25, No.2, pp.133-168.
- Finger, C., 1994, "The ability of earnings to predict future earnings and cash flow", *Journal of Accounting Research*, Vol.32, No.2, pp.210-223.
- Gomez, X., M. Okumura and M. Kunimura, 2000, "Discretionary accrual models and the accounting process", *Kobe Economics and Business Review*, Vol.45, pp.103-135.
- Greenberg, R. R., G. L. Johnson and K. Ramesh, 1986, "Earnings versus cash flow as a predictor of future cash flow measures", *Journal of Accounting Auditing & Finance*, Vol.1, No.4, pp.266-277.
- Healy, P., 1985, "The effect of bonus schemes on accounting decisions", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.7, No.1-3, pp.85-107.
- Jeter D. and L. Shivakumar, 1999, "Cross-sectional estimation of abnormal accruals using quarterly and annual data", *Accounting and Business Research*, Vol.29, No.4, pp.299-319.
- Jones, J., 1991, "Earnings management during import relief investigations", *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.2, pp.193-228.
- Lee, T., R. Ingram and T. Howard, 1999, "The difference between earnings and operating cash flow as an indicator of financial reporting fraud", *Contemporary Accounting Research*, Vol.16, No.4, pp.749-786.
- Lorek, K. S. and G. L. Willinger, 1996, "A multivariate time-series prediction model for cash-flow data", *Accounting Review*, Vol.71, No.1, pp.81-101.
- Peasnell, K., P. Pope and S. Young, 2000, "Detecting earnings management using crosssectional abnormal accruals models", *Accounting and Business Research*, Vol.30, No.4, pp.313-326.
- Pesaran, M. H., 1974, "On the general problem of model selection", *Review of Economic Studies*, Vol.41, No.2, pp.153-71.
- Subramanyan, K., 1996, "The pricing of discretionary accruals", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.22, No.1-3, pp.249-281.
- White, H., 1980, "A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity", *Econometrica*, Vol.48, No.4, pp.817-838.
- 浅野信博・榎本正博 (1998) 「発生会計高およびその構成要素の特性を探る」『産業経理』第58巻第1号、116-128頁。
- 鎌田信夫・斎藤孝一 (1997) 『現金収支分析の新技法』中央経済社。
- 田澤宗裕 (2001) 「会計利益とキャッシュフローの関係」『産業経理』第61巻第1号、100-114頁。
- 河榮徳 (2001) 「キャッシュ・フロー情報の実証分析：キャッシュ・フローの予測能力と価値関連性」日本会計研究学会第60回全国大会報告。
- 百合草裕康 (2001) 『キャッシュフロー会計情報の有用性』中央経済社。