

# キャッシュ・フローの予測能力と価値関連性

河 榮 徳

## 1. はじめに

キャッシュ・フロー計算書の作成・開示は、アメリカにおいては財務会計基準書第95号 (SFAS No. 95, 1987) により、また、国際会計基準では改訂第7号 (IAS No. 7, 1992) により、すでに制度化されている。日本では「連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準の設定に関する意見書」が1998年3月公表された。この「意見書」により、日本でも2000年3月決算期から、連結キャッシュ・フロー計算書 (連結決算会社) または個別キャッシュ・フロー計算書 (個別決算会社) が作成、開示されるようになった。このようなキャッシュ・フロー計算書の制度化は、キャッシュ・フロー情報が将来のキャッシュ・フローや会計利益を予測し、そのリスクを評価する上で、有用であることを前提にしている。キャッシュ・フロー情報が有用であるかどうかは、実証すべき課題である。

キャッシュ・フローは事実であるが、会計利益は意見の表明に過ぎないという会計情報の信頼性に対する疑念が提起される一方、将来のキャッシュ・フローの予測や価値関連性においてキャッシュ・フローよりも会計利益が有用であるという主張も多い<sup>(1)</sup>。

Wilson (1986, 1987) は1981—82年の第4四半期データを用いて、会計利益

の構成項目が利益を超えた追加的な情報内容を有するかを分析している。分析結果、キャッシュ・フローと発生項目 (accruals) は情報内容を有しているが、会計利益をコントロールした後は両者の追加的な情報内容の優劣を確認することはできなかった。1962—82年の年次データを分析した Rayburn (1986) の研究においても同様な結果が得られた。一方、Bernard & Stober (1989) は 1977—84年の5,440個の四半期データを用いて、マクロ経済状況を考慮しながら Wilson の研究を追試したが一般的結論は得ていない。Ali (1994) は、piecewise-linear モデルを用いて、営業キャッシュ・フローの変化が「穏やかな変化」の場合に、期待外営業キャッシュ・フローがゼロより有意に大きい回帰係数をもつことを明らかにした。Pfeifer et al. (1998) は営業キャッシュ・フローが「激しい変化」の場合でも同様な結論を得ている。

Finger (1994) は Fortune 500 社のうち1935—87年の期間中40以上の年次データが入手できる50社を対象に、会計利益とキャッシュ・フローの予測能力を比較している。会計利益はそれ自身の予測にも有効であり、キャッシュ・フローを予測する際にも、単独またはキャッシュ・フローを伴った場合、大部分のサンプルにおいて有意に機能している。しかし、パラメータ推定期間の外の予測には会計利益の追加的な予測能力はほとんど認められない結果が得られた。

薄井 (2000) は1965—99年の35年間の東京証券取引所、大阪証券取引所および名古屋証券取引所上場企業を対象に、超過株式収益率と営業キャッシュ・フローおよび会計発生項目間の関係を分析している。営業キャッシュ・フローは超過株式リターンを有意に説明しているが、会計発生項目は平均的にみて情報効果を確認できなかった。

## 2. 仮説

会計利益はキャッシュ・フローと会計発生項目 (accruals) から構成される。会計発生項目は運転資本 (working capital) の変化をもたらす短期の発生

項目 (short-term accruals) と固定資産の減価償却のような長期の発生項目 (long-term accruals) に分けられる。会計利益 (EBXI), 営業キャッシュ・フロー (CFO), 営業運転資本 (WCFO) および長・短期の発生項目の関係は次のとおりである。

$$\text{WCFO} = \text{CFO} + \text{STAcc}$$

$$\text{EBXI} = \text{CFO} + \text{STAcc} + \text{LTAcc}$$

ここで、WCFO は営業からの運転資本、CFO は営業キャッシュ・フロー、STAcc は短期の発生項目、LTAcc は長期の発生項目、EBXI は特別損益前の利益を表す。

会計測定プロセスにおいて、営業キャッシュ・フローに短期発生項目を加えて営業運転資本が測定され、それに長期発生項目を加えて会計利益が求められる。短期および長期の発生項目は適正な期間損益を計算するためにキャッシュ・フローに加えられるもので、経営者の将来の見通しや内部情報を反映する。企業の将来キャッシュ・フローを予測する際に、単に過去のキャッシュ・フローよりも、それに発生項目を加えた営業運転資本や会計利益の方が予測精度が高いと予想される<sup>(2)</sup>。

仮説1：キャッシュ・フローより、会計利益が、将来キャッシュ・フローの予測精度の高い指標を提供する。

仮説2：企業価値評価において、キャッシュ・フローは追加的な情報内容をもつ。

本研究では、会計利益をキャッシュ・フローと会計発生項目に分け、さらに会計発生項目を短期のものと長期のものに分けて、この3者を比較しながらキャッシュ・フローの追加的な情報効果を分析する。

### 3. モデル

仮説 1 を検証するために、営業キャッシュ・フローに対する予測能力を比較するために、過去複数年間の営業キャッシュ・フロー、営業運転資本および会計利益を説明変数として用いる回帰モデル次のように設ける。

$$CFO_t = a_0 + \sum a_k CFO_{t-k} + e_t \quad (1a)$$

$$CFO_t = b_0 + \sum b_k WCFO_{t-k} + e_t \quad (1b)$$

$$CFO_t = c_0 + \sum c_k EBXI_{t-k} + e_t \quad (1c)$$

仮説 2 を検証するためには、各変数の期待モデルを開発する必要があり、まず、会計利益の各構成項目がそれぞれの過去の実績値によってどのくらい説明されるかを次のモデルで分析する。

$$CFO_t = a_0 + \sum a_k CFO_{t-k} + e_t \quad (1a)$$

$$STAcc_t = b_0 + \sum b_k STAcc_{t-k} + e_t \quad (2b)$$

$$LTAcc_t = c_0 + \sum c_k LTAcc_{t-k} + e_t \quad (2c)$$

また、上記のモデルに他項目を説明変数に加えた予測モデル——系列依存予測モデル——を設定する。これらのモデルの予測精度を比較するために、ベンチマークとしてランダム・ウォークモデルを用いる。

$$CFO_t = a_0 + a_1 CFO_{t-1} + a_2 STAcc_{t-1} + a_3 LTAcc_{t-1} + e_t \quad (3a)$$

$$STAcc_t = b_0 + b_1 CFO_{t-1} + b_2 STAcc_{t-1} + b_3 LTAcc_{t-1} + e_t \quad (3b)$$

$$LTAcc_t = c_0 + c_1 CFO_{t-1} + c_2 STAcc_{t-1} + c_3 LTAcc_{t-1} + e_t \quad (3c)$$

上記の予測モデルによる各構成項目の推定値を用いて、期待外会計利益 (UEBXI)、期待外営業運転資本 (UWCFO) および期待外営業キャッシュ・フロー (UCFO) を求める。これら変数と超過株式リターンとの関係を分析す

るために下記の式を設ける。

$$SAR_t = c_0 + c_1 UEBXI_t + c_2 UWCF_t + c_3 UCFO_t + e_t \quad (4)$$

ここで、SAR は規模調整後の超過株式リターンを表す。

予測誤差の大きさによる各変数のふるまいの違いを確認するために、上記(3)式に各変数の大きさをコントロールするためのダミー変数、 $D^E$ 、 $D^{WC}$ 、および  $D^{CF}$  をそれぞれ追加した分析モデルを設定する。

表1 変数の定義

変数名	定 義
EBXI	特別損益前の純利益： 当期純利益－(特別利益－特別損失)
WCFO	営業からの運転資本： (流動資産－現金等)－(流動負債－短期負債)
CFO	営業からのキャッシュ・フロー： WCFO－STAcc
STAcc	短期の会計発生項目： ( $\Delta$ 流動資産－ $\Delta$ 現金等)－( $\Delta$ 流動負債－ $\Delta$ 短期負債)
LTAcc	長期の会計発生項目： EBXI－WCFO
SAR	規模調整後の株式リターン： 年間株式リターン－規模別ポートフォリオの平均リターン
UEBXI	特別損益前の純利益の期待されない部分： EBXI－E[EBXI]
UWCF	営業からの運転資本の期待されない部分： WCFO－E[WCFO]
UCFO	営業からのキャッシュ・フローの期待されない部分： CFO－E[CFO]
$D^E$	EBXI が Inter Quartile 内の値 = 0, 外の値 = 1
$D^{WC}$	WCFO が Inter Quartile 内の値 = 0, 外の値 = 1
$D^{CF}$	CFO が Inter Quartile 内の値 = 0, 外の値 = 1
Ind <sub>i</sub>	日経業種分類による業種ダミー変数
Year <sub>j</sub>	1978年から1999年までの年度ダミー変数

\* 各変数は、分散不均一性の緩和のため、期首の株価でデフレートする。

\*\* Outlier の影響を緩和するため、各変数の上位0.5%と下位0.5%、合計1%をカットオフする。

$$\begin{aligned} SAR_t = & c_0 + c_{11}UEBXI_t + c_{12}D^E \times UEBXI_t + c_{21}UWCFO_t + c_{22}D^{WC} \times UWCFO_t \\ & + c_{31}UCFO_t + c_{32} \times D^{CF}UCFO_t + e_t \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 $D^E$ 、 $D^{WC}$ 、および  $D^{CF}$  は会計利益、営業運転資本および営業キャッシュ・フローの期待外分の大きさがそれぞれの Inter Quartile レンジ内であれば 0、外であれば 1 である 2 値変数である。これにより「穏やかな変化」と「激しい変化」を識別した分析が可能になる。

分析に際して、各年度別のクロスセクション分析の場合は、業種ダミー (Ind.) をモデルに加える。全サンプルをプールした分析の場合は、業種ダミーとともに年度ダミー (Year<sub>t</sub>) をモデルに追加する。

#### 4. データ

本研究での分析期間は、1978年3月決算から1999年3月決算までにした。分

表2 分析対象サンプル

決算期	企業数	決算期	企業数
7803	723	9303	1,371
7903	731	9403	1,407
8003	744	9503	1,444
8103	751	9603	1,496
8203	759	9703	1,535
8303	768	9803	1,591
8403	768	9903	1,611
8503	773	上場取引所 企業数	
8603	787	東証第1部	14,891
8703	805	東証第2部	4,336
8803	877	大証第1部	1,349
8903	1,011	大証第2部	2,163
9003	1,171	名証第1部	200
9103	1,274	名証第2部	794
9203	1,336	合計	23,733

東証：東京証券取引所

大証：大阪証券取引所

名証：名古屋証券取引所

析対象は、東京証券取引所、大阪証券取引所および名古屋証券取引所に上場している企業のうち分析に必要なデータを具備している企業であり、分析サンプル数は23,733社・年である。表2は、決算期別および上場取引所別の分析対象サンプル数を示している。

分析対象サンプルの会計変数は、日経NEEDS-MT財務データ「本決算情報」ファイルから、また、株価データはNEEDS-MT「株価データ」ファイルから収集した。株式リターンは、権利落ちや配当落ちを修正して求めた。

## 5. 分析結果

各変数の平均、標準偏差などの記述統計と相関係数は、表3で示している。営業キャッシュ・フロー（CFO）と営業運転資本（WCFO）の間の同時点での相関は0.52と大きいですが、CFOと会計利益（EBXI）の間では0.29とさほど大きくはない。WCFOとEBXIの間の同時点での相関は0.66とかなり大きい値を示している。ラグ3までの自己相関は、CFOが0.18から0.16であるが、WCFOはラグ1で0.65とかなり高く、ラグ3でも0.46とある程度高い値が続いている。EBXIの自己相関はラグ1では0.48であるが、ラグ2では0.29、ラグ3では0.17と低くなっていく。

CFOとラグ1から3までのWCFOとの間の相関は0.32から0.25であるが、WCFOとラグ1から3までのCFOとの相関は0.41から0.31と、後者間の相関が前者間のそれよりも高い。同様な傾向がCFOとEXBIの間にも観察される。

CFOと短期発生項目（STAcc）の間の同時点での相関は-0.83、CFOと長期発生項目（LTAcc）の間では-0.43で、かなり大きい負の値を示しているが、長・短期の発生項目間には0.03とほとんど相関が存在しない。ラグ3までの自己相関は、LTAccはラグ1で0.82ときわめて高く、ラグ3でも0.67と高い値が続いている。STAccの自己相関は-0.05から-0.01と低く、CFOやLTAccとの間の相関でも0.003から0.03と低い値を示している。一方、CFOとLTAcc

表 3 会計利益変数と株式リターンの記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
EBXI <sub>t</sub>	0.0234	0.0514	-1.1657	0.4933
WCFO <sub>t</sub>	0.0775	0.0755	-0.9509	0.8064
CFO <sub>t</sub>	0.0722	0.1369	-1.1239	1.7837
SAcc <sub>t</sub>	0.0053	0.1168	-1.5518	1.3774
LAcc <sub>t</sub>	-0.0541	0.0570	-0.6701	0.1049
Ret <sub>t</sub>	0.0561	0.3841	-0.7238	3.4280
相 関 係 数				
	CFO <sub>t</sub>	WCFO <sub>t</sub>	EBXI <sub>t</sub>	
CFO <sub>t</sub>	1.00			
WCFO <sub>t</sub>	0.52	1.00		
EBXI <sub>t</sub>	0.29	0.66	1.00	
CFO <sub>t-1</sub>	0.18	0.41	0.21	
CFO <sub>t-2</sub>	0.16	0.35	0.17	
CFO <sub>t-3</sub>	0.16	0.31	0.13	
WCFO <sub>t-1</sub>	0.32	0.65	0.32	
WCFO <sub>t-2</sub>	0.27	0.53	0.23	
WCFO <sub>t-3</sub>	0.25	0.46	0.15	
EBXI <sub>t-1</sub>	0.09	0.29	0.48	
EBXI <sub>t-2</sub>	0.04	0.17	0.29	
EBXI <sub>t-3</sub>	0.04	0.11	0.17	
	CFO <sub>t</sub>	STAcc <sub>t</sub>	LTAcc <sub>t</sub>	
CFO <sub>t</sub>	1.00			
STAcc <sub>t</sub>	-0.83	1.00		
LTAcc <sub>t</sub>	-0.43	0.03	1.00	
CFO <sub>t-1</sub>	0.18	0.06	-0.36	
CFO <sub>t-2</sub>	0.16	0.04	-0.31	
CFO <sub>t-3</sub>	0.16	0.01	-0.29	
STAcc <sub>t-1</sub>	0.01	-0.05	0.03	
STAcc <sub>t-2</sub>	0.003	-0.03	0.02	
STAcc <sub>t-3</sub>	-0.01	-0.01	0.003	
LTAcc <sub>t-1</sub>	-0.36	0.02	0.82	
LTAcc <sub>t-2</sub>	-0.33	0.02	0.72	
LTAcc <sub>t-3</sub>	-0.31	0.02	0.67	

(変数の定義は、表 1 を参照)



の異時点間相関は-0.30の水準を維持している。これらのことからキャッシュ・フローを予測する場合、会計発生項目が有効に機能することが予想できる。

表4-1は、各会計変数の過去の実績値による営業キャッシュ・フローに対する説明力を分析した結果である。1978年—1999年の22年間のデータをプールして分析しているので、業種ダミー ( $Ind_i$ ) とともに年度ダミー ( $Year_j$ ) をモデルに追加している。パネルAは、過去のCFOが将来のCFOをどの程度説明するかを示している。決定係数(自由度修正済み、以下同じ)は、説明変数として1年前のCFOを投入したときの0.118から3年前のCFOまでを回帰的に投入した0.126まで、ほぼ0.12にとどまっている。パネルBは過去のWCFOによる将来CFOの説明の度合いを示している。過去3年間のWCFOを順次に投入することによって、0.163~0.167の決定係数が得られる。会計利益EBXIが説明変数のときの分析結果を示しているのがパネルCであるが、決定係数は0.117とまりである。この分析結果、将来CFOを予測する際に、WCFOがCFOより説明力が高いことが確認されたが、EBXIはCFOより若干その説明力が低い。

表4-2は、表4-1と同様の分析を各年度別にクロスセクションに行った結果である。決定係数の22年間平均は、説明変数CFOの場合0.126で、EBXIの0.114よりは高いが、WCFOの0.174よりは低く、プールした分析の結果と類似している。

表5-1は、会計利益の各構成項目をそれぞれの過去の実績値で回帰した結果である。データをプールして分析しているので、年度ダミーをモデルに追加している<sup>(3)</sup>。STAccは過去3年間のSTAccを用いても2.4%程度しか説明できない(パネルB)。LTAccは、説明変数として過去3年分のLTAccを投入した場合決定係数0.726と高い説明力を示しているが、前年分のみで推定した場合でも0.718である(パネルC)。

表 4-1 会計利益の構成項目の回帰分析結果

パネル A: $CFO_t = a_0 + \sum a_k CFO_{t-k} + \sum d_i Ind_t + \sum d_j Year_j + e_t$					
モデル	定数項	$CFO_{t-1}$	$CFO_{t-2}$	$CFO_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
(1a-1)	0.11*** (13.97)	0.09*** (12.93)			0.118*** (56.78)
(1a-2)	0.10*** (13.04)	0.08*** (12.00)	0.06*** (8.94)		0.121*** (57.46)
(1a-3)	0.10*** (12.62)	0.08*** (11.32)	0.03*** (7.98)	0.07*** (11.31)	0.126*** (59.16)
パネル B: $CFOc_t = b_0 + \sum b_k WCFO_{t-k} + \sum d_i Ind_t + \sum d_j Year_j + e_t$					
モデル	定数項	$WCFO_{t-1}$	$WCFO_{t-2}$	$WCFO_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
(1b-1)	0.06*** (7.57)	0.47*** (35.95)			0.163*** (82.17)
(1b-2)	0.05*** (7.26)	0.43*** (27.26)	0.07*** (5.18)		0.164*** (81.18)
(1b-3)	0.05*** (6.31)	0.41*** (25.96)	0.04*** (2.50)	0.07*** (5.62)	0.167*** (80.34)
パネル C: $CFOc_t = c_0 + \sum c_k EBXI_{t-k} + \sum d_i Ind_t + \sum d_j Year_j + e_t$					
モデル	定数項	$EBXI_{t-1}$	$EBXI_{t-2}$	$EBXI_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
(1c-1)	0.11*** (14.76)	0.21*** (11.69)			0.117*** (56.11)
(1c-2)	0.11*** (14.73)	0.24*** (11.78)	-0.05** (-3.11)		0.117*** (55.22)
(1c-3)	0.11*** (14.64)	0.24*** (11.74)	-0.06** (-2.94)	0.003 (0.18)	0.117*** (54.16)

パラメータ推定値の下段括弧内数値は t 値, Adj-R<sup>2</sup> の下段括弧内数値は F 値

\*: p<0.05    \*\*: p<0.01    \*\*\*: p<0.001

表 4-2 会計利益の構成項目の回帰分析結果 (年度別分析結果の平均)

パネル A: $CFO_t = a_0 + \sum a_k CFO_{t-k} + \sum d_i Ind_t + e_t$					
	定数項	$CFO_{t-1}$	$CFO_{t-2}$	$CFO_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.05***	0.09***	0.07***	0.08***	0.126
t 値 <sup>a</sup>	(8.17)	(5.37)	(4.81)	(6.34)	
最小値	0.01	-0.07	-0.06	-0.03	0.059
最大値	0.12	0.23	0.25	0.19	0.235
パネル B: $CFO_t = b_0 + \sum b_k WCFO_{t-k} + \sum d_i Ind_t + e_t$					
	定数項	$WCFO_{t-1}$	$WCFO_{t-2}$	$WCFO_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.03***	0.47***	0.01***	0.14***	0.174
t 値 <sup>a</sup>	(3.78)	(12.54)	(0.42)	(4.54)	
最小値	-0.01	0.22	-0.28	-0.19	0.066
最大値	0.11	0.85	0.48	0.44	0.253
パネル C: $CFO_t = c_0 + \sum c_k EBXI_{t-k} + \sum d_i Ind_t + e_t$					
	定数項	$EBXI_{t-1}$	$EBXI_{t-2}$	$EBXI_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.06***	0.37***	-0.16***	0.13***	0.114
t 値 <sup>a</sup>	(7.40)	(8.33)	(-3.26)	(2.62)	
最小値	0.01	-0.01	-0.52	-0.23	0.055
最大値	0.15	0.97		0.80	0.191

a: Fama-MacBeth の t 値

\*: p<0.05    \*\*: p<0.01    \*\*\*: p<0.001

表5-1 会計利益の構成項目の回帰分析結果

パネルA: $CF0_t = a_0 + \sum a_k CF0_{t-k} + \sum d_i Ind_t + \sum d_j Year_t + e_t$					
モデル	定数項	$CF0_{t-1}$	$CF0_{t-2}$	$CF0_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
(1a-1)	0.11*** (13.97)	0.09*** (12.93)			0.118*** (56.78)
(1a-2)	0.10*** (13.04)	0.08*** (12.00)	0.06*** (8.94)		0.121*** (57.46)
(1a-3)	0.10*** (12.62)	0.08*** (11.32)	0.05*** (7.98)	0.07*** (11.31)	0.126*** (59.16)
パネルB: $STAcc_t = b_0 + \sum b_k STAcc_{t-k} + \sum d_i Ind_t + \sum d_j Year_t + e_t$					
モデル	定数項	$STAcc_{t-1}$	$STAcc_{t-2}$	$STAcc_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
(2b-1)	-0.02* (-2.38)	-0.06*** (-3.86)			0.023*** (10.87)
(2b-2)	-0.02* (-2.47)	-0.06*** (-3.08)	-0.03*** (-5.02)		0.024*** (11.17)
(2b-3)	-0.02* (-2.38)	-0.07*** (-9.11)	-0.03*** (-5.07)	-0.01 (-0.86)	0.024*** (10.96)
パネルC: $LTAcc_t = c_0 + \sum c_k LTAcc_{t-k} + \sum d_i Ind_t + \sum d_j Year_t + e_t$					
モデル	定数項	$LTAcc_{t-1}$	$LTAcc_{t-2}$	$LTAcc_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
(2c-1)	-0.01*** (-3.38)	0.75*** (165.79)			0.718*** (1063.50)
(2c-2)	-0.003 (-1.62)	0.64*** (95.78)	0.15*** (23.22)		0.725*** (1080.14)
(2c-3)	-0.001 (-0.28)	0.62*** (91.29)	0.10*** (13.65)	0.08*** (13.52)	0.727*** (1072.12)

パラメータ推定値の下段括弧内数値は t 値, Adj-R<sup>2</sup> の下段括弧内数値は F 値

\*: p<0.05    \*\*: p<0.01    \*\*\*: p<0.001

表5-2 会計利益の構成項目の回帰分析結果 (年度別分析結果の平均)

パネルA: $CF0_t = a_0 + \sum a_k CF0_{t-k} + \sum d_i Ind_t + e_t$					
	定数項	$CF0_{t-1}$	$CF0_{t-2}$	$CF0_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.05***	0.09***	0.07***	0.08***	0.126
t 値 <sup>a</sup>	(8.17)	(5.37)	(4.81)	(6.34)	
最小値	0.01	-0.07	-0.06	-0.03	0.059
最大値	0.12	0.23	0.25	0.19	0.235
パネルB: $STAcc_t = b_0 + \sum b_k STAcc_{t-k} + \sum d_i Ind_t + e_t$					
	定数項	$STAcc_{t-1}$	$STAcc_{t-2}$	$STAcc_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.00	-0.06**	-0.04	-0.01	0.049
t 値 <sup>a</sup>	(0.79)	(-2.88)	(-1.77)	(-0.91)	
最小値	-0.04	-0.34	-0.30	-0.18	0.009
最大値	0.04	0.08	0.11	0.12	0.107
パネルC: $LTAcc_t = c_0 + \sum c_k LTAcc_{t-k} + \sum d_i Ind_t + e_t$					
	定数項	$LTAcc_{t-1}$	$LTAcc_{t-2}$	$LTAcc_{t-3}$	Adj-R <sup>2</sup>
平均	-0.01***	0.66***	0.13***	0.07***	0.787
t 値 <sup>a</sup>	(-4.44)	(13.03)	(6.33)	(4.32)	
最小値	-0.02	0.30	-0.04	-0.02	0.578
最大値	0.01	1.29	0.31	0.29	0.873

a: Fama-MacBeth の t 値

\*: p<0.05    \*\*: p<0.01    \*\*\*: p<0.001

表 6-1 会計利益の構成項目の予測モデルの測定結果

パネル A: $CF0_t = a_0 + a_1CF0_{t-1} + a_2STAcc_{t-1} + a_3LTAcc_{t-1} + \sum d_i Ind_i + \sum d_j Year_j + e_t$					
モデル	定数項	$CF0_{t-1}$	$STAcc_{t-1}$	$LTAcc_{t-1}$	Adj-R <sup>2</sup>
推定値	0.04***	0.24***	0.28***	-0.50***	0.179***
t 値/F 値 <sup>a</sup>	(5.27)	(13.70)	(15.14)	(-20.11)	(88.73)
パネル B: $STAcc_t = b_0 + b_1CF0_{t-1} + b_2STAcc_{t-1} + b_3LTAcc_{t-1} + \sum d_i Ind_i + \sum d_j Year_j + e_t$					
モデル	定数項	$CF0_{t-1}$	$STAcc_{t-1}$	$LTAcc_{t-1}$	Adj-R <sup>2</sup>
推定値	-0.02**	0.17***	0.14***	0.17***	0.028***
t 値/F 値 <sup>a</sup>	(-3.20)	(10.77)	(6.11)	(7.39)	(12.74)
パネル C: $LTAcc_t = c_0 + c_1CF0_{t-1} + c_2STAcc_{t-1} + c_3LTAcc_{t-1} + \sum d_i Ind_i + \sum d_j Year_j + e_t$					
モデル	定数項	$CF0_{t-1}$	$STAcc_{t-1}$	$LTAcc_{t-1}$	Adj-R <sup>2</sup>
推定値	-0.01***	0.06***	0.07***	0.82***	0.721***
t 値/F 値 <sup>a</sup>	(-4.77)	(15.33)	(14.56)	(135.09)	(1038.69)

a : パラメータ推定値の下段括弧内数値は t 値, Adj-R<sup>2</sup> の下段括弧内数値は F 値

\* : p<0.05    \*\* : p<0.01    \*\*\* : p<0.001

表 6-2 会計利益の構成項目の予測モデルの推定結果 (年度別分析結果の平均)

パネル A: $CF0_t = a_0 + a_1CF0_{t-1} + a_2STAcc_{t-1} + a_3LTAcc_{t-1} + \sum d_i Ind_i + e_t$					
	定数項	$CF0_{t-1}$	$STAcc_{t-1}$	$LTAcc_{t-1}$	Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.03***	0.32***	0.35***	-0.47***	0.186
t 値 <sup>a</sup>	(4.95)	(9.05)	(9.12)	(-7.42)	
最小値	-0.01	0.00	-0.00	-0.97	0.110
最大値	0.11	0.73	0.66	-0.06	0.275
パネル B: $STAcc_t = b_0 + b_1CF0_{t-1} + b_2STAcc_{t-1} + b_3LTAcc_{t-1} + \sum d_i Ind_i + e_t$					
	定数項	$CF0_{t-1}$	$STAcc_{t-1}$	$LTAcc_{t-1}$	Adj-R <sup>2</sup>
平均	-0.01	0.19***	0.13**	0.18**	0.045
t 値 <sup>a</sup>	(-1.10)	(4.14)	(3.12)	(3.21)	
最小値	-0.06	-0.14	-0.22	-0.26	0.007
最大値	0.02	0.65	0.62	0.68	0.109
パネル C: $LTAcc_t = c_0 + c_1CF0_{t-1} + c_2STAcc_{t-1} + c_3LTAcc_{t-1} + \sum d_i Ind_i + e_t$					
	定数項	$CF0_{t-1}$	$STAcc_{t-1}$	$LTAcc_{t-1}$	Adj-R <sup>2</sup>
平均	-0.01***	0.05***	0.06***	0.87***	0.777
t 値 <sup>a</sup>	(-6.19)	(4.03)	(4.01)	(14.75)	
最小値	-0.03	-0.07	-0.07	0.52	0.582
最大値	0.01	0.17	0.18	1.54	0.866

a : Fama-MacBeth の t 値

\* : p<0.05    \*\* : p<0.01    \*\*\* : p<0.001

表5-2は、同様な分析を各年度ごとに行った結果を示している。表5-1と5-2の分析結果から、いずれの項目においても、2年目以降のデータによる追加的貢献はわずかであることが確認できる。

表6-1は、各構成項目の予測モデルとして、前年のCFO、STAccおよびLTAccの実現値を用いた式(3a)、(3b)および(3c)による回帰分析の結果である。CFOは他の項目の前年データを説明変数に追加したことにより、決定係数が0.118(表5-1パネルA)から0.179(表6-1パネルA)と高まったが、STAccとLTAccのわずかの伸びにとどまっている(0.023から0.028と0.718から0.721)<sup>(4)</sup>。

表6-2は、会計利益の構成項目による予測モデルの年度別推定結果(22年間の平均)であるが、プール・サンプルによる推定結果と類似した結果を示している。

表7は、これらの予測モデルの用いてCFO、WCFOおよびEBXIを予測し

表7 予測モデルの比較

全サンプル						
	RW Model			SD Model		
	CFO	WCFO	EBXI	CFO	WCFO	EBXI
MSPE(X)*100	3.108	0.418	0.288	1.571	0.285	0.198
$\rho(X,E[X])$	0.175	0.653	0.482	0.417	0.713	0.518
予測誤差の小さいサブサンプル						
	RW Model			SD Model		
	CFO	WCFO	EBXI	CFO	WCFO	EBXI
MSPE(X)*100	0.151	0.023	0.007	0.073	0.013	0.007
$\rho(X,E[X])$	0.882	0.960	0.952	0.880	0.968	0.913
予測誤差の大きいサブサンプル						
	RW Model			SD Model		
	CFO	WCFO	EBXI	CFO	WCFO	EBXI
MSPE(X)*100	6.072	0.814	0.569	3.072	0.559	0.403
$\rho(X,E[X])$	0.030	0.551	0.403	0.344	0.644	0.468

RW Model : ランダム・ウォークモデル  
 SD Model : 式(3)で示された系列依存モデル  
 MSPE : 予測誤差の2乗平均  
 E[・] : 各モデルによる予測値  
 $\rho(X,E[X])$  : 各変数とその期待値との相関係数

たときの子測誤差の 2 乗平均 (MSPE) と子測値と実績値との相関係数を示している。CFO の平均 2 乗子測誤差は式 (3) の系列依存子測モデルが 0.0157, ランダム・ウォークモデルが 0.0311 であり, その差は有意である ( $t=15.87$ ,  $p<0.001$ )。WCFO は 0.0029 対 0.0042, EBXI は 0.0020 対 0.0029 といずれの会計変数においても, 子測誤差はベンチマークのランダム・ウォークモデルより, 系列依存子測モデルが有意に小さい ( $t=5.72$ ,  $p<0.001$ ;  $t=4.78$ ,  $p<0.001$ )。また, 相関係数はいずれの会計変数においても系列依存子測モデルが高い値を示している。例えば CFO の場合, 子測値と実績値間の相関係数は 0.417 対 0.175 ( $z=28.53$ ,  $p<0.001$ ), EBXI の場合 0.518 対 0.482 ( $z=5.13$ ,  $p<0.001$ ) である。

子測誤差の相対的に小さいサンプル (小変化サンプル) と子測誤差の大きいサンプル (大変化サンプル) に 2 分割して分析した結果においても, 全サンプルと同様な傾向を示している。子測精度はいずれの変数においても系列依存子測モデルが高い。両サブサンプル間を比較してみると, 各変数の子測値と実績値の相関は小変化サンプルの方が高い。

表 8-1 は会計変数の期待外分による超過株式リターンへの回帰分析の結果を示している。ランダム・ウォークモデルによる対前年変化分を説明変数として用いた場合は, 外営業キャッシュ・フローは超過株式リターンの説明変数として有意でない ( $\hat{c}_3=0.01$ ,  $t=1.13$ )。また, 2 値変数を追加した式 (5) においても営業キャッシュ・フローの貢献は明確でない ( $\hat{c}_{31}=0.13$ ,  $t=1.86$ ;  $\hat{c}_{32}=-0.12$ ,  $t=-1.72$ ;  $\hat{c}_{31}+\hat{c}_{32}=0.01$ ,  $t=0.84$ )。しかし, 系列依存子測モデルによる推定値を説明変数として用いる場合, 営業キャッシュ・フローは 0.1% の水準で有意である ( $\hat{c}_3=0.11$ ,  $t=7.25$ )。2 値変数を追加した場合も同様である ( $\hat{c}_{31}=0.55$ ,  $t=5.78$ ;  $\hat{c}_{32}=-0.46$ ,  $t=-4.71$ ;  $\hat{c}_{31}+\hat{c}_{32}=0.10$ ,  $t=6.53$ )。この分析結果から営業キャッシュ・フロー情報は超過株式リターンを説明する上で追加的情報効果を有しているといえる。

表 8-1 会計利益の構成項目による超過株式リターンへの回帰分析結果

RW Model	
パナル A: $SAR_t = c_0 + c_1UEBXI_t + c_2UWCF0_t + c_3UCFO_t + \sum d_i Ind_i + \sum d_j Year_j + e_t$	
定数項	UEBXI, UCFO, UCFO
推定値	0.04*** 0.71** 0.14** 0.01
t 値/F 値*	(3.07) (10.98) (2.58) (1.13)
パナル B: $SAR_t = c_0 + c_1UEBXI_t + c_2PUEBXI_t + c_3UWCF0_t + c_4D^0UWCF0_t + c_5D^1UCFO_t + \sum d_i Ind_i + \sum d_j Year_j + e_t$	
定数項	UEBXI, PUEBXI, UWCF0, D^0UWCF0, UCFO, D^1UCFO
推定値	0.06*** 2.89*** -2.19*** 0.50* -0.38 0.13 -0.12
t 値/F 値*	(3.91) (8.22) (-6.33) (2.44) (-1.91) (1.86) (-1.72)
SD Model	
パナル C: $SAR_t = c_0 + c_1UEBXI_t + c_2UWCF0_t + c_3UCFO_t + \sum d_i Ind_i + e_t$	
定数項	UEBXI, UWCF0, UCFO
推定値	0.03 0.69*** 0.28*** 0.11***
t 値/F 値*	(2.41) (9.93) (4.82) (7.25)
パナル D: $SAR_t = c_0 + c_1UEBXI_t + c_2PUEBXI_t + c_3UWCF0_t + c_4D^0UWCF0_t + c_5D^1UCFO_t + \sum d_i Ind_i + \sum d_j Year_j + e_t$	
定数項	UEBXI, PUEBXI, UWCF0, D^0UWCF0, UCFO, D^1UCFO
推定値	0.02 1.99*** -1.29*** 1.40*** -1.17*** 0.55*** -0.46***
t 値/F 値*	(1.32) (5.87) (-3.84) (5.88) (-4.92) (5.78) (-4.71)

RW Model: ランダム・ウォークモデル

SD Model: 式(3)で示された系列依存モデル

a: パラメータ推定値の下段括弧内数値は t 値, Adj-R<sup>2</sup>の下段括弧内数値は F 値

\*: p<0.05 \*\* : p<0.01 \*\*\* : p<0.001

表 B-2 会計利益の構成項目による超過株式リターンへの回帰分析結果 (年度別分析結果の平均)

RW Model									
パネル A: $SAR_t = c_0 + c_1UEBXI_t + c_2UWCF0_t + c_3UCFO_t + \Sigma d_t Ind_t + e_t$									
	定数項	UEBXI <sub>t</sub>	UWCF0 <sub>t</sub>	UCFO <sub>t</sub>					Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.02	0.84**	0.34	0.01					0.147
t 値 <sup>a</sup>	(0.82)	(3.55)	(1.56)	(0.70)					
最小値	-0.20	-0.96	-1.64	-0.14					0.066
最大値	0.20	3.73	3.17	0.33					0.262
パネル B: $SAR_t = c_0 + c_1UEBXI_t + c_2DUEBXI_t + c_3UWCF0_t + c_4D^2UWCF0_t + c_5UCFO_t + c_6D^2UCFO_t + \Sigma d_t Ind_t + e_t$									
	定数項	UEBXI <sub>t</sub>	DUEBXI <sub>t</sub>	UWCF0 <sub>t</sub>	D <sup>2</sup> UWCF0 <sub>t</sub>	UCFO <sub>t</sub>	D <sup>2</sup> UCFO <sub>t</sub>		Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.02	2.86***	-2.03**	0.60*	-0.28	0.10	-0.09		0.149
t 値 <sup>a</sup>	(0.93)	(3.95)	(-3.61)	(2.08)	(-1.33)	(1.11)	(-1.06)		
最小値	-0.19	-1.66	-11.21	-1.93	-2.09	-0.88	-0.91		0.063
最大値	0.21	14.65	0.79	2.74	2.05	0.76	0.82		0.259
SD Model									
パネル C: $SAR_t = c_0 + c_1UEBXI_t + c_2UWCF0_t + c_3UCFO_t + \Sigma d_t Ind_t + e_t$									
	定数項	UEBXI <sub>t</sub>	UWCF0 <sub>t</sub>	UCFO <sub>t</sub>					Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.02	1.25*	0.48*	0.13***					0.163
t 値 <sup>a</sup>	(0.95)	(2.69)	(2.15)	(4.57)					
最小値	-0.18	-1.30	-2.70	-0.07					0.083
最大値	0.21	9.00	2.37	0.48					0.311
パネル D: $SAR_t = c_0 + c_1UEBXI_t + c_2DUEBXI_t + c_3UWCF0_t + c_4D^2UWCF0_t + c_5UCFO_t + c_6D^2UCFO_t + \Sigma d_t Ind_t + e_t$									
	定数項	UEBXI <sub>t</sub>	DUEBXI <sub>t</sub>	UWCF0 <sub>t</sub>	D <sup>2</sup> UWCF0 <sub>t</sub>	UCFO <sub>t</sub>	D <sup>2</sup> UCFO <sub>t</sub>		Adj-R <sup>2</sup>
平均	0.02	2.33**	-1.09*	0.93	-0.48	0.65***	-0.53***		0.166
t 値 <sup>a</sup>	(1.01)	(3.02)	(-2.15)	(1.99)	(-1.49)	(6.05)	(-5.09)		
最小値	-0.18	-4.57	-6.14	-5.71	-2.35	-0.35	-1.59		0.085
最大値	0.21	11.03	3.33	3.73	3.32	1.86	0.47		0.329

a: Fama-MacBeth の t 値 \* : p<0.05 \*\* : p<0.01 \*\*\* : p<0.001



表8-2は、式(4)と(5)の年度別推定結果である。表8-1のプール・サンプルによる分析結果と比較してみると、年度別分析の決定係数がプールして分析したときのそれより、約4から4.5倍大きい。また、パラメータ推定値は若干のずれが認められるが、傾向としては類似している。

## 6. 要約および今後の課題

本研究では、会計利益の構成項目——キャッシュ・フロー、短期の発生項目、および長期の発生項目——それぞれ項目の予測能力を調べた上で、3つの構成項目による予測モデルを開発した。この系列依存予測モデルは、ベンチマークとしてのランダム・ウォークモデルより予測精度が高いという結果が得られた。この予測モデルで求めた、期待外会計利益、期待外営業運転資本、および期待外営業キャッシュ・フローはともに価値関連性を有意に有していることが確認された。特に、期待外営業キャッシュ・フローは、期待外会計利益および期待外運転資本を考慮に入れても、追加的な情報内容が認められた。また、各会計変数を「穏やかな変化」と「激しい変化」に識別するためのダミー変数を加えた分析においても、同様な結果で、より大きいパラメータ推定値が得られた。

本研究では、キャッシュ・フロー情報を個別決算ベースで分析しているが、連結ベースで分析し、両者を比較する必要がある。また、本研究では、キャッシュ・フローを公表財務諸表から求めており、実際公表されたキャッシュ・フローをもとに分析していない。2000年3月以降に公表されたキャッシュ・フロー計算書の数値を用いた分析が必要と思われる。さらに、予測モデルとして系列依存モデルを用いているが、理論的妥当性について検討をすることも残された課題である。

## 付 記

本稿は、日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究(C)(2)：課題番号 12630158）による研究成果の一部である。

- 注(1) たとえば、FASB 概念報告書第 1 号は、「会計利益やその構成項目の情報は、現金収支情報より、将来の企業業績のよりよい指標を提供する」とし、会計利益の有用性を表明している。
- (2) 経営者のエージェンシー問題が存在する場合はその限りでない。
- (3) 表 5-1 のパネル A は、式 (1a) の推定結果であり、表 4-1 のパネル A と同じである。
- (4) 会計利益構成項目の過去 3 年間のデータを説明変数に用いた予測モデルの場合でも、その説明力はわずかしか増加しない。

## 参考文献

- Ali, A. 1994. The incremental information content of earnings, working capital from operations, and cash flows. *Journal of Accounting Research* 32 (1) : 61-74.
- Barth, M., W. Beaver, J. Hand, and W. Landsman. 1999. Accruals, Cash Flows, and Equity Values. Working paper, Graduate School of Business, Stanford University
- Bernard, V. and T. Stober. 1989. The nature and amount of information in cash flows and accruals. *The Accounting Review* 64 (4) : 624-652.
- Bowen, R., D. Burgstahler, and L. Daley. 1987. The incremental information content of accruals versus cash flows. *The Accounting Review* 62 (4) : 723-747.
- Cheng, C., C. - S. Liu, and T. Schaffer. Earnings performance and the incremental information content of cash flows from operations. *Journal of Accounting Research* 34 (1) : 173-181.
- Dechow, P. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1) : 3-42.
- Dechow, P., S. Kothari, and L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 (2) : 133-168.
- Finger, C. 1994. The ability of earnings to predict future earnings and cash flow. *Journal of Accounting Research* 32 (2) : 210-223.
- Garza-Gomez, X., M. Okumura, and M. Kunimura. 1999. Discretionary accrual models and the accounting process. *Nagoya City University Working Paper* 259 : 1-42.
- Livnat, J. and P. Zarowin. 1990. The incremental information content of cash-flow components. *Journal of Accounting and Economics* 13 (1) : 25-46.
- Pfeiffer, R., Jr. and P. Elgers. 1999. Controlling for lagged stock price responses in pricing regressions: An application to the pricing of cash flows and accruals. *Journal of Accounting Research* 37 (1) : 239-247.
- Pfeiffer, R., Jr., P. Elgers, M. Lo, and L. Rees. 1998. Additional evidence on the incremental information content of cash flows and accruals: The impact of errors in measuring market expectations. *The Accounting Review* 73 (3) : 373-385.
- Rayburn, J. 1986. The association of operating cash flows and accruals with security returns. *Journal of Accounting Research* 24 (Supplement) : 112-133.
- Sloan, R. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future

- earnings? *The Accounting Review* 71 (3): 289-316.
- Wilson, G. 1986. The relative information content of accruals and cash flows: Combined evidenced at the earnings announcement and annual report release date. *Journal of Accounting Research* 24 (Supplement): 165-200.
- Wilson, G. 1987. The incremental information content of the accrual and funds components of earnings after controlling for earnings. *The Accounting Review* 62 (2): 293-322.
- 薄井 彰. 2000. 「株式リターンと利益の長期的な関連性——日本の実証的証拠から」青山学院大学経営学部 Working Paper: 1-33。
- 染谷恭次郎. 1999. 『キャッシュ・フロー会計論』中央経済社。
- 藤井秀樹・山本利章. 1999. 「会計情報とキャッシュフロー情報の株価説明力に関する比較研究」『會計』156 (2): 170-185。
- 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。