

現代ディスクロージャー研究

No.3
2002.3

ディスクロージャー研究学会

現代ディスクロージャー研究

No.3 2002・3月

ディスクロージャー研究学会

目 次

■ 論 文

- わが国におけるキャッシュフロー予測の分析 吉田 和生 (1)
- 財務報告書における環境会計情報の開示 吉田 雄司 (15)
- 邦銀の有価証券評価損益情報と株価 吉田 靖 (25)
加藤 千雄
國村 道雄
- 投稿規定 (39)
- 編集後記

Contemporary Disclosure Research

No.3 2002 • March

Japanese Association for Research in Disclosure

CONTENTS

▀ Articles

- Accruals and the Prediction of Future Cash Flows in Japan.....Kazuo Yoshida (1)
- Disclosure of Environmental Accounting Information in Financial Statements
.....Yuji Yoshida (15)
- Stock Market Valuation of Gains and Losses on Commercial Banks'
Securities in JapanYasushi Yoshida (25)
Kazuo Kato
Michio Kunimura
- Submission and Author's Guidelines..... (39)

Memorials

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の標準誤差は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、NM2に比べ大きく改善されている。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	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	-0.054	0.002	0.002	7.549
= NM1 - CM1	(0.08)				(-0.74)	(-2.35)			(0.001)
被説明変数	0.166				-0.420	-0.551	0.022	0.022	91.867
= NM1 - TM1	(2.24)				(-5.10)	(-6.92)			(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。

財務報告書における環境会計情報の開示

Disclosure of Environmental Accounting Information in Financial Statements

吉田 雄 司 (法政大学経済学部)
Yuji Yoshida

要 約

環境会計の情報はいかに開示されるべきか。本稿の目的は、伝統的財務報告書における環境会計の情報がどのように開示されているかを実証的に検討することである。財務会計領域における環境会計情報の開示は、伝統的な財務会計基準に定められている資産・負債アプローチから導出されている。したがって、非財務的環境情報（物量的環境情報など）は、財務報告書に計上することは不可能であり、それらは環境報告書などに開示される。財務会計における環境会計の情報は、国際的にはすでに国連貿易開発会議（UNCTAD）でその開示モデルが公開されている。そこで、実際の財務報告書ここでは、製造業数社と「イトーヨーカ堂」における環境会計の情報開示を実証検討した。検証の結果、例えば連結子会社の汚染施設復旧に関する見積もり費用は「繰延負債及びその他の負債」や「その他の流動負債」へ計上している。また、クリーンアップ費用の和解契約締結に関する受領金額は「受取債権」または「その他の資産」へ計上していることなどが分かった。今後の課題として、こうした財務報告書における環境会計の情報と企業が独自の価値観で作成している環境報告書との関係をどう考えるべきかという問題が存在する。

Summary

How should environmental accounting information be disclosed? The purpose of this paper is to examine how environmental accounting information is disclosed in a traditional financial report. Disclosure of the environmental accounting information in the financial field is drawn from the property and debt approach as defined by traditional financial accounting standards. Therefore, non-financial environmental information such as quantitative environmental information is impossible to report in financial statements. In this case, such information is disclosed in some kind of environmental report. As for environmental accounting information in financial accounting, a disclosure model has already been exhibited internationally by United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). In this paper, we carried out an actual proof examination of information disclosure relating to environmental accounting in actual financial statements, in this case, in a several companies manufacturing industry and "Ito-Yokado Co., Ltd.". The result shows, for example, that the estimated expense of restoring a polluted facility belonging to a consolidated subsidiary is included in "deferred liabilities and other debts" or "other current liabilities". Moreover, it was found that the amount received for the execution of a reconciliation agreement for cleanup expenses was appropriated to "notes and accounts receivable" or "other assets". The issue to be dealt with in the future is how to consider the relationship between the environmental accounting information in such a financial report and the environmental report prepared by an individual corporation based on its own value judgment.

I. はじめに

本稿の目的は、財務報告書における環境会計の情報がどのように開示されているかを検証することである。ここで財務報告書とは、証券取引法第24条第1項に基づく報告書「有価証券報告書」、および商法計算書類規則による貸借対照表、損益計算書など、企業が公に開示する会計情報計算書類を指す。環境会計は、その定義づけが明確には行われ難いものの、その属性による分類はある程

度可能である。1つは貨幣情報を基準にした従来の伝統的財務会計に沿った環境会計情報の開示、もう1つは、非貨幣情報、特に物量情報を基準にした環境会計情報の開示である。ここでは前者、すなわち貨幣情報の環境会計情報の開示内容を考察対象とする。以下では、まず環境会計の基本概念の整理として環境会計の範囲と位置付けを確認する。次に環境コスト、環境負債の会計処理と開示について検討する。これには、国際的ガイドラインとして国連貿易開発会議（UNCTAD）報告

や財務会計基準審議会（FASB）などの資料を用いる。そして、実証例として、製造業数社における有価証券報告書および米国会計基準を採用している「㈱イトーヨーカ堂」の開示内容を「注記」に沿って検証する。特に同社を個別に選定した理由は、わが国で公表されている有価証券報告書の中でも極めて詳細な環境会計の情報を開示しているからである。

II. 環境会計の範囲と位置づけ

財務報告書に開示する環境会計の資産と負債の概念は、少なくとも伝統的財務会計基準のフレームワークを起点にすることが必須である。国際会計基準（IAS）では、資産と負債について次のように定義する。「資産とは、過去の事象の結果として特定の企業が支配し、かつ、将来の経済的便益が当該企業に流入すると期待される資源をいう。」また、「負債とは、過去の事象から発生した特定の企業の現在の義務であり、これを履行するためには経済的便益を有する資源が当該企業から流出すると予想されるものをいう。」この資産と負債の定義を中核にして財務報告書の環境会計の概念が形成されることになる¹⁾。したがって、こ

の伝統的会計フレームワークを中心にそこから同心円状に環境会計の情報が拡散されることになる。中心部から離れるほど非財務的環境情報が形成され、それらはもはや財務報告書上には開示不可能な情報へと構築されていく²⁾。

こうした伝統的財務会計の概念を中核起点にした環境会計の情報は、さらに次のようなコスト概念の区分が可能である。私的環境コスト、潜在的環境コスト、社会的環境コスト、そして量的環境情報、質的環境情報と区分される。このうち財務報告書に開示可能なコストは、私的環境コストのみであり、他のコスト及び情報は開示不可能である。理由は、私的環境コストは、「企業が過去・現在・未来のいずれかの時点において支出するものであり、費用（当期費用・損失、負債繰入額）あるいは資産（資本化された金額）として把握される。」からである³⁾。潜在的環境コストや社会的環境コストは、伝統的財務会計の概念フレームワークから外れたコストであり、まして量的及び質的環境情報は、財務報告書ではない別の報告書（例えば、環境報告書）に開示される情報である。

財務報告書における環境会計情報の開示媒体、利用対象者、そこでの開示目的等を整理したものが、図表1. である。

図表1. 財務会計領域の環境会計

領域	開示媒体	利用者	目的	測定対象	測定属性
財務会計領域における環境会計	財務諸表、財務報告書（経済的意思決定を行うために有用な情報提供）	主として投資家	私的環境コスト（環境コストと環境負債）を適切に会計処理し開示する。	私的環境コスト（環境コストおよび環境負債の会計処理）	取得原価、現在価値など

（出所：阪智香著『環境会計論』東京経済情報出版、58頁より作成。）

III. 環境コストと環境負債の会計処理及び開示

財務会計領域で開示される環境会計の情報は、

その媒体が財務報告書であり、そこで扱われるコストとは、私的環境コストすなわち環境コストと環境負債である。ここでは更に両者の認識と会計処理、開示について検討を進める。

先にみた国際会計基準（IAS）の資産の定義から環境コストへの認識を考えると、1つの問題が生じる。すなわちIASの資産定義によれば、「資産とは…（中略）…将来の経済的便益が当該企業に流入すると期待される資源」であるが、環境保全のための大型浄化装置などの支出は、この将来的経済便益が必ずしも認められないケースがあり、その場合資産としてではなく費用処理されてしまうという問題である。

この問題を扱うには、環境コストの認識時点が重要な視点とされる。そこでまず環境コストの認識についての国際的ガイドラインを整理することとする。ここでは、UNCTAD報告のInter-governmental Working Group of Experts on International Standards of Accounting and Reporting: [ISAR's], “Guidance Manual Accounting and Financial Reporting for Environmental Cost and Liabilities”とFinancial Accounting Standards Board Emerging Issues Task Force (FASB EITF) Issue 90-8、そしてCanadian Institute of Chartered Accounting (CICA) *Environmental Costs and Liabilities: Accounting and Financial Reporting Issues*,の概念を比較検討する⁴⁾。

まず、IASR'sの環境コストの認識では、資産として3つの要件を満たした場合とし、その要件を満たさなければ費用処理とする。3要件とは、①企業が保有する資産能力の向上、安全と効率性の改善、②将来起り得る環境汚染の削減ないし防止、③環境保全のためである。

また、FASBのEITF90-8号でも、同様に次の要件を挙げている。①固定資産の耐用年数延長、生産能力増加、安全性効率性向上、②現在までは生じない、将来の操業や事業活動で生じる環境汚染の緩和、防止、③売却を予定している資産を売却するのに行われるコストである。このいずれかが認められれば、環境保全の浄化装置支出は資産

として処理可能とされる。だが、この条件を満たさなければ当会計期間へ一括費用処理されてしまうことになり、適正な期間損益計算を侵害することになる。

しかし、CICAの環境コストの認識は、これらと若干異なり2つのアプローチがある。1つは将来便益増加アプローチ（Increased-Future-Benefits Approach, IFB）であり、もう1つは将来便益追加コストアプローチ（Additional Cost-of-Future-Benefits Approach, ACOFB）である⁵⁾。IFBは、環境コストが将来の経済的便益をもたらすならば資産として認識して構わないが、そうでなければ費用処理される立場である。だがこの考えでは、先のISAR'sやEITF90-8号の資産認識とほぼ同じである。そこで更に、ACOFBでは環境コストが将来の経済的便益を増加すれば資産だが、必ずしもという訳ではないとしている。大型の浄化装置を設置しなければ原状回復ができず、生産活動自体不可となるような状況であるなら、それは資産として処理できるとしたのである。

このACOFBを認めるには、財務諸表上の開示項目に通常の資産とは異なる名称、例えば「環境関連資産」などといった勘定科目を用い、他の資産との区分表示を明瞭にする必要がある。そして「注記」には、その経緯を詳解する責任を負わせるべきである。

次に環境負債について、その認識と会計処理をまとめておく。ここでも、国際的指針としてUNCTAD報告のISAR'sと米国公認会計士協会（AICPA）“Proposed Statement of Position 96-1 Environmental Remediation liabilities,” SOP96-1を取り上げる⁶⁾。まず、ISAR'sでは環境負債の分類、要件開示方法を以下のように定めている。環境負債は発生義務の範囲から法定債務、推定債務、公平債務に分類される。また要件は通常の引当金設定と同様、発生の可能性が高く金額を合理的に見積もること

が可能な場合とし、その開示は負債性引当金勘定としている。偶発債務では、発生の可能性が不確実又は金額の合理的見積もりが不可能な場合で、開示は「注記」をもって行われる。

SOP96-1は、環境修復負債としての認識、測定、開示の包括的会計ガイドラインである。認識時点については次の2つが挙げられる。①訴訟、補償請求、査定によって過去の事実が原因で企業が環境浄化活動に参加する責任があると宣告された場合、又はその可能性が高くなった時点。②訴訟、補償請求、査定が企業にとって好ましくない結果をもたらす可能性が高くなった時点、すなわち過去の事象が原因で環境修復プロセスに参加する責任を有する可能性が高くなった時点である⁷⁾。この環境修復負債は、次のⅣ.の「イトーヨーカ堂」有価証券報告書の事例で詳細に扱っている。

わが国の一般廃棄物焼却施設の周辺において、高濃度のダイオキシン類による土壤汚染が判明したことが環境省により報告されている。こうした環境負債の認識は国の法改正を待つまでもなく即座に企業は財務上の対応策を考えるべきである。特に、建設業や不動産業界は現在デフレ不況下で莫大な過剰債務を抱えているが、次にくる債務はこうした土壤汚染の環境負債を抱え込むことになると予想される。地域住民などへの影響も考慮すれば無視できない大きな社会問題である。

このⅢ.では、環境コストと環境負債の認識などについて検討してきたが、具体的な財務報告書ではどのように環境関連の会計情報が開示されているのか、わが国の製造業数社と米国会計基準を採用している「イトーヨーカ堂」の有価証券報告書を、次のⅣ.で見ることとする。

Ⅳ. 有価証券報告書に見る環境会計情報の実証例

ここでは、実際の有価証券報告書における環境会計情報がどのように開示されているかを紹介し、そこからわが国の有価証券報告書での一般的開示パターンを示唆し、今後の改善点を提起する。図表2.と図表3.は、環境会計の情報を損益計算書と貸借対照表に開示している事例である。ここで取り上げた事例は製造業を中心に、過去に公害問題を抱えた企業なども含めてある⁸⁾。

さて、両図表から次のような一般的開示パターンが認められる。①図表2.の損益計算書では営業外費用または特別損失で処理しているが、具体的勘定科目は廃棄物処理料や環境対策費用など企業によって異なっている。できれば財務諸表上は統一した勘定科目にし、具体的内容は「注記」にする方がよいだろう。②図表3.の貸借対照表では負債性引当金の処理が行われているが、こちらの勘定科目はほとんどが「金属鉱業等鉱害防止引当金」を使用しているケースが多い。これは「公害防止措置法」など法的な背景があるためと推測できる。③資本の部には、王子製紙(株)や新日本製鐵(株)などが任意積立金として計上しているが、全体からみればまだ稀な開示である。④「注記」では、記述内容が少なく読者には不十分ではないだろうか。⑤全体として「環境」という勘定項目をあまり使用しないため環境保全に対する企業の姿勢が消極的にしか読み取れないことなどが指摘できる。

こうした開示とは対照的に小売業大手「イトーヨーカ堂」の有価証券報告書での開示は、わが国における環境会計の情報開示としては卓越しているといえよう。以下、その開示内容について概略する。同社は、米国会計基準を採用していることから日本の会計基準では把握され難い環境会計情報を詳細に読み取ることができる。先のⅢ.でみた環境修復負債が開示されている好例でもある。

同社の環境関連の支出に関する情報は、コンビ

図表2. 環境会計の情報を損益計算書で開示するケース

証券コード	会社名 会計年度	損益計算書上の会計処理	前会計年度	当会計年度
2604	吉原製油(株) H12.4.1~H13 3.31.	連結損益計算書 営業外費用 廃棄物処理料 個別損益計算書 営業外費用 廃棄物処理料 注記：無	57,585千円 57,585千円	77,391千円 77,391千円
4004	昭和電工(株) H12.1.1~H12 12.31.	連結損益計算書 特別損失 有機水銀中毒補償金 個別損益計算書 特別損失 有機水銀中毒補償金 注記：無	750百万円 750百万円	- -
4022	ラサ工業(株) H12.4.1~H13 3.31.	連結損益計算書 特別損失 休止鉱山鉱害対策費用 個別損益計算書 特別損失 休止鉱山鉱害対策費用 注記：無	140百万円 140百万円	141百万円 141百万円
4092	日本化学工業(株) H12.4.1~H13 3.31.	連結損益計算書 特別損失 環境整備対策費 個別損益計算書 特別損失 環境整備対策費 注記：環境整備費：クロム鉱さい埋立地における鉱さい及び汚染土壌の恒久的無害化処理工事等に要した費用。	224,993千円 70,185千円	395,836千円 71,966千円
4996	クマイ化学工業(株) H11.11.1~12.10.31.	連結損益計算書 営業外費用 棚卸資産廃棄損 個別損益計算書 営業外費用 棚卸資産廃棄損 注記：無	- 176百万円	109百万円 109百万円
5234	第一セメント(株) H12.4.1~H13 3.31.	連結損益計算書 営業外費用 公害費用配賦金 個別損益計算書 営業外費用 公害費用配賦金 注記：無	33,235千円 24,825千円	28,622千円 1,027,302千円
5706	三井金属鉱業(株) H12.4.1~H13 3.31.	連結損益計算書 特別損失 賠償金及び補償金 個別損益計算書 特別損失 賠償金及び補償金 注記：無	1,069百万円 1,069百万円	1,005百万円 947百万円
5707	東邦亜鉛(株) H12.4.1~H13 3.31.	連結損益計算書 営業外費用 環境対策費用 個別損益計算書 営業外費用 環境対策費用 注記：無	154百万円 154百万円	154百万円 154百万円
5711	三菱マテリアル(株) H12.4.1~H13 3.31.	個別損益計算書 営業外費用 鉱山残務整理費用 特別損失 その他 注記：平成12年度特別損失その他には環境対策費用846百万円を含む。	1,061百万円 2,193百万円	1,078百万円 2,765百万円

図表3. 環境会計の情報を貸借対照表で開示するケース

証券コード	会社名 事業年度	貸借対照表上の会計処理	前会計年度	当会計年度
5352	黒崎播磨(株) H12 4.1~H13 3.31.	連結貸借対照表 固定負債 鉱害補償引当金 注記：無	29,169千円	15,846千円
5706	三井金属鉱業(株) H12 4.1~H13 3.31.	連結貸借対照表 固定負債 金属鉱業等鉱害防止引当金 個別貸借対照表 固定負債 金属鉱業等鉱害防止引当金 注記：無	1,286百万円 159百万円	1,496百万円 163百万円
5707	東邦亜鉛(株) H12 4.1~H13 3.31.	連結貸借対照表 固定負債 金属鉱業等鉱害防止引当金 個別貸借対照表 固定負債 金属鉱業等鉱害防止引当金 注記：無	43百万円 43百万円	46百万円 46百万円
5711	三菱マテリアル(株) H12 4.1~H13 3.31.	連結貸借対照表 固定負債 廃棄物処理費用 注記：無	1,604百万円	1,834百万円
5714	同和鉱業(株) H12 4.1~H13 3.31.	連結貸借対照表 固定負債 金属鉱業等鉱害防止引当金 個別貸借対照表 固定負債 金属鉱業等鉱害防止引当金 注記：特定施設の使用終了後の鉱害防止事業に備えるため金属鉱業等鉱害対策特別措置法の規定による積立金相当額を計上。	293百万円 1百万円	300百万円 1百万円
5715	古河機械金属(株) H12 4.1~H13 3.31.	連結貸借対照表 固定負債 金属鉱業等鉱害防止引当金 個別貸借対照表 固定負債 金属鉱業等鉱害防止引当金 注記：無	143百万円 143百万円	81百万円 81百万円
3861	王子製紙(株) H12 4.1~H13 3.31.	個別貸借対照表 資本の部 その他の剰余金 任意積立金 計画造林準備金 再生資源利用促進準備金 注記：無	135百万円 261百万円	109百万円 85百万円
5401	新日本製鐵(株) H12 4.1~H13 3.31.	個別貸借対照表 資本の部 その他の剰余金 任意積立金 再生資源利用促進準備金 注記：無	1,043百万円	-

ニエンスストア事業の持株会社 IYG HOLDING COMPANY (米国デラウェア州) とその傘下、7-Eleven, Inc (米国テキサス州) の事業についてである⁹⁾。当社の財務諸表上には具体的な環境会計の勘定科目は開示されていないが、連結財務諸表に対する「注記」として、(1)主要な会計方針(環境関連費用)、(2)その他の契約債務および偶発債務(環境関連費用)として次のような開示を行っている。

(1)主要な会計方針(環境関連費用)

主な会計方針の「注記」には、①費用処理、②資産処理、③負債処理、そして④修復に発生する費用が記述され、さらにその具体的処理が、(2)その他の契約債務および偶発債務に説明されている。まず①では、営業活動の結果生じた原状維持に係わる費用で、将来にわたって便益を受けることが期待できない環境関連費用は支出時の費用として処理する。②は、環境に関連する資産の残存耐用年数を延長し、将来の環境汚染を防ぐための支出は資産計上処理する。実際には、クリーンア

ップ費用の和解契約締結で行われている。③は、環境関連の債務で発生の可能性が高くかつ金額を合理的に見積もることができるかと判断した場合、施設毎に債務額の見積もり計上を行うが、現在価値への割引はしない。これは、連結子会社7-Eleven, Inc.の汚染施設復旧の処理で行われている。そして、④は、米国のガソリン関連施設修復に発生する環境関連費用についてその会計方針が列挙されている。まず、州政府の信託財産および補償制度に該当するものは補償金を受領できること。また、当該制度に係わる見積もり可能な補償金については受取債権を認識すること。施設の修復が完了している受取債権は現在価値に割引していること。そして、州政府以外の団体からの補償金で見積もり可能なものは受取債権として認識するなどである¹⁰⁾。

(2)その他の契約債務および偶発債務(環境関連費用)
 主要な会計方針で注記された内容の具体的会計処理がここに開示されている。

①連結子会社7-Eleven, Inc.の汚染施設復旧に関する処理

昭和63年12月、7-Eleven, Inc.は、ニュージャージー州の化学製品製造会社を閉鎖した。その際、同州環境局から汚染した当該施設の復旧を要求された。その後、平成11年より15年計画で地下水の監視及び浄化処理を要求された。会計処理は、残存するクリーンアップ費用の見積もり額を現在価値へ割引せずに各年度の金額は、「繰延負債及びその他の負債」へ、残額を「その他の流動負債」へ計上している¹¹⁾。図表4. 参照。

図表4. 連結子会社7-Eleven, Inc.の汚染施設復旧に関する処理

連結貸借対照表	H.11.12.31	H.12.12.31
I 流動負債		
6. その他の流動負債	297百万円	264百万円
II 固定負債		
4. 繰延負債及びその他の負債	449百万円	459百万円
小計	746百万円	723百万円

(出所：財務省印刷局『有価証券報告書総覧（株イトーヨーカ堂）平成13年6月25日、36頁、56頁より作成。)

②クリーンアップ費用の和解契約締結に関する処理

平成4年2月、連結子会社7-Eleven, Inc.と施設の前所有者間で最終和解契約を締結し、前所有

者がクリーンアップ費用のほとんどを支払うことで合意した。会計処理は、各年度の受取額を「その他の資産」へ、残額を「受取債権」へ計上している¹²⁾。図表5. 参照。

図表5. クリーンアップ費用の和解契約締結に関する処理

連結貸借対照表	H.11.12.31	H.12.12.31
I 流動資産		
3. 受取債権	177百万円	161百万円
IV その他の資産		
4. その他	259百万円	275百万円
小計	436百万円	436百万円

(出所：財務省印刷局『有価証券報告書総覧（株イトーヨーカ堂）平成13年6月25日、35頁、56頁より作成。)

③州政府による規制物質放出に関する処理

連結子会社 7-Eleven, Inc. は、州政府によって規制されている放出物質に対し、現在営業中又は閉店済みのガソリンストア敷地の復旧に関し、予測される将来費用と州政府から支払われる補償金の見積もりを計上した。これらの見積もりは、ガソリンストアの敷地に関する過去の経緯や使用年

数、設置地域、環境評価、復旧請負業者の経験などを考慮した上での数値である。当社は、復旧費のほとんどが4年～5年以内に発生すると予測している。会計処理は、各年度の見積額は「繰延負債及びその他の負債」へ、残額を「その他の流動負債」へ計上している¹³⁾。図表6. 参照。

図表6. 州政府による規制物質放出に関する処理

連結貸借対照表	H.11.12.31	H.12.12.31
I 流動負債		
6. その他の流動負債	1,753百万円	1,905百万円
II 固定負債		
4. 繰延負債及びその他の負債	1,672百万円	1,228百万円
小計	3,425百万円	3,133百万円

(出所：財務省印刷局『有価証券報告書総覧 (株)イトーヨーカ堂』平成13年6月25日、36頁、56頁より作成。)

④州政府補償金制度による復旧補償金受け取りに関する処理

連結子会社 7-Eleven, Inc. は、州政府補償金制度のもと、過去に支払った復旧費の一部及び将来

の復旧費の一部について補償金を受領できる権利がある。会計処理は、各年度の受取額を「その他の資産」へ、残額を「受取債権」へ計上している¹⁴⁾。図表7. 参照。

図表7. 州政府補償金制度による復旧補償金受け取りに関する処理

連結貸借対照表	H.11.12.31	H.12.12.31
I 流動資産		
3. 受取債権	1,049百万円	838百万円
IV その他の資産		
4. その他	4,354百万円	4,934百万円
小計	5,403百万円	5,772百万円

(出所：財務省印刷局『有価証券報告書総覧 (株)イトーヨーカ堂』平成13年6月25日、36頁、56頁より作成。)

この他、カリフォルニア州政府補償金制度が法改正によって拡大延長されたことによる純受取債権が平成12年12月31日現在で約1,434百万円増加したこと。また補償金の見積もりについては当社が各州の財源状況、収益源泉、補償金請求残高、復旧活動状況及び支払い要求の審査方法などを考慮していることが開示されている¹⁵⁾。

このIV.では、わが国の有価証券報告書における開示例を検討した。これらから今後の改善点を提起しておく。第1に「有価証券報告書」の目次欄には環境関連に関する項目を新設すべきである。これは読者が大部の報告書から環境に関する情報を容易に検索できる方法であり、これによって企業の環境問題への対応が一瞥できる。また、

従来からの公害問題の会計処理とは明瞭に区分表示することが必要である。第2に「注記」での説明を具体的詳細にすること。図表2.の昭和電工㈱では特別損失として有機水銀中毒補償金を計上しているが、これがどんな理由からか一部読者には不明かもしれない。周知のごとくこれは、「新潟水俣病問題」の解決金であるが、過去を知らない者に対しては「注記」で、その経緯を説明するくらいの責任は果たすべきである。三井金属鉱業㈱のイタイイタイ病、日本化学工業㈱の六価クロム汚染問題等も同様である。第3に企業の環境に対するネガティブ情報は可能な限り開示すること。イトーヨーカ堂の開示内容は、米国会計基準を採用しているためこうした環境修復負債といったネガティブな情報であっても開示し、過去の経緯にまで遡って読者への理解を求めている。こうした開示システムをわが国の企業会計にも早急に確立することが喫緊の課題である。

V. おわりに

有価証券報告書における環境会計の情報開示について検証した。本稿のまとめと今後の問題点を指摘しておく。伝統的財務会計の領域における環境会計の情報開示は、資産・負債アプローチをもとに開示されており、その基本概念である環境コストや環境負債は、UNCTAD等でモデルとして公開されている。実証的には、わが国の製造業数社と米国会計基準に基づいたイトーヨーカ堂の『有価証券報告書総覧』から開示例を挙げることができた。同社は、環境関連支出について汚染施設復旧費やクリーンアップ費用の和解による受取債権等を環境負債や環境資産として処理し、年度ごとの金額を連結貸借対照表に注記によって詳細に説明していることが分かった。

ただ、当社は環境・社会活動報告の一環として

「サステナビリティ報告書」をインターネット上で開示している¹⁶⁾。実は、この報告書にも環境会計という項目があり、そこにおいて「持続的な取り組みに役立つ「環境会計」の情報を開示している。例えば、建物の環境配慮（生ごみ保管室の臭気対策、騒音対策等）や省エネ設備（基本照明の安定期取り替え等）である。これらは当社が明確に環境負荷削減の取り組みとして費用対効果を把握できる項目で集計開示している。もちろんこうした情報は、非貨幣的情報（物量基準）である。問題は、こうした環境情報とここで検証してきた『有価証券報告書総覧』の環境関連情報とを、どのように考えればよいのか、我々読者への示唆はほとんど確認できない。

今後の課題は、この点についてである。すなわち財務報告書上の環境会計情報と環境報告書との関係はどうあるべきなのかである。筆者は、当社への提言としてこのネット上の「サステナビリティ報告書」のホームページにも『有価証券報告書総覧』に環境関連の支出情報が開示されている旨を掲載すべきではないかと考える。最近では貨幣数値の環境会計情報と物量的環境情報の統合的研究も精力的に行われている¹⁷⁾。財務報告書と環境報告書との関係については、例えば、環境会計は、1つの情報開示媒体のみで完結するものではなく、これらすべての媒体において適切な情報が開示されることで、環境会計全体の有用性が高まるという見方もある¹⁸⁾。また、企業が独自の価値観で作成している環境報告書を更に充実させて、物理的情報はもちろん貨幣情報もその中に開示すべきであるという見解もある¹⁹⁾。現在のわが国における環境会計の進捗状況を考慮すれば、前者が現実的視点であり、将来的には後者の立場へ変遷していくものと推測できる。

〔注〕

- 1) International Accounting Standards Committee, *Framework for the Preparation and Presentation of Financial Statements* (IASC, 1989), pars49. 黒川保美編「総解説国際会計基準企業会計が変わる」日本経済新聞社、30頁。
- 2) この伝統的会計情報と環境会計そして非財務的環境情報への広がりについては、阪智香著『環境会計論』東京経済情報出版、2001年、53～55頁を参考。
- 3) 阪智香、同書、53～55頁を参照。
- 4) 日本公認会計士協会、経営研究調査会研究報告第11号、「財務会計の枠組み内での環境会計」をめぐる国際的研究動向とわが国における課題—環境コストおよび環境負債の会計処理と開示—平成13年5月14日、9～14頁、参照。
- 5) 阪智香、上掲書、94～98頁。
- 6) AICPA, Proposed Statement of Position 96-1 (Environmental Remediation Liabilities) が、包括的ガイドラインを提供。
- 7) 阪智香、上掲書、114～115頁。
- 8) 図表2、図表3は、久持の研究調査から主な製造業を抽出し、筆者が各企業の有価証券報告書をもとに作成したものである。久持英司「有価証券報告書における環境情報の開示について」『商経論集』、早稲田大学商学研究科、74号、1998年5月、129～132頁、参照。
- 9) 平成12年3月、㈱イトーヨーカ堂及びセブン-イレブン・ジャパンはIYG HODING COMPANYへの増資を執行、これによりIYGは7-Eleven, Incへの出資比率が65.1%から72.7%に増加した。増資額は540百万米ドル、22,736,842株。(平成12年5月に実施された5株を1株とする株式併合調整後引き受け)
- 10) 財務省印刷局「有価証券報告書総覧 株式会社イトーヨーカ堂」平成13年6月25日、56頁。
- 11) 同書、56頁。図表4、～図表7は、筆者が「有価証券報告書総覧総覧 株式会社イトーヨーカ堂」の注記11、その他の契約債務および偶発債務をもとに連結貸借対照表上の数値に作成しなおしたものである。
- 12) 同上、56頁。
- 13) 同上、56頁。
- 14) 同上、56頁。
- 15) 同上、56～57頁。
- 16) ㈱イトーヨーカ堂、「Sustainability Report 2001」29～30頁を参照。「サステナビリティ報告書」<http://www.itoyokado.iyg.co.jp/iy/eco/index.htm>
- 17) 統合的環境会計の基本構造については、宮崎修行「統合的環境会計論」創成社、2001年11月、621～643頁を参考。
- 18) 阪智香、上掲書、57頁、177～179頁。
- 19) 國部克彦「1. 環境会計の本質とその社会経済的意義」『〈地域科学〉まちづくり資料シリーズ30 環境会計』地域科学研究会、2000年9月、9頁。

〔参考文献〕

- 株式会社イトーヨーカ堂、環境開発プロジェクト事務局、
『Sustainability Report 2001より良い生活、環境、社会を未来の世代に引き継ぐためのイトーヨーカドー企業活動報告(サステナビリティ報告書)』2001年6月。
- 河野正男『環境会計 理論と実践』中央経済社、2001年12月。
— 『生態会計論』森山書店、1998年。
- 環境省「環境会計ガイドブックⅡ～経営管理への更なる活用に向けた内部機能の検討」平成13年3月。
- 國部克彦「1. 環境会計の本質とその社会経済的意義」『〈地域科学〉まちづくり資料シリーズ30 環境会計』地域科学研究会、2000年9月。
- 財務省印刷局「有価証券報告書総覧 株式会社イトーヨーカ堂」平成13年6月25日。
- 阪智香『環境会計論』東京経済情報出版、2001年6月。
- 日本公認会計士協会、経営研究調査会研究報告第11号、「財務会計の枠組み内での環境会計」をめぐる国際的研究動向とわが国における課題—環境コストおよび環境負債の会計処理と開示—平成13年5月14日。
— 経営研究調査会研究報告第13号、「環境報告書保証業務指針(試案)」中間報告、平成13年7月16日。
- 久持英司「有価証券報告書における環境情報の開示について」『商経論集』、早稲田大学商学研究科、74号1998年、5月。
- 宮崎修行「統合的環境会計論」創成社、2001年11月。
- American Institute of Certified Public Accountants [AICPA], "Proposed Statement of Position 96-1 Environmental Remediation liabilities," (1996). New York: Environmental Accounting Task Force, Accounting Standards Division, AICPA, exposure draft.
- Association of Chartered Certified Accountants [ACCA], "Environmental Expenditure in Corporate Reports and Accounts" (1999)
- Canadian Institute of Chartered Accounting [CICA], *Environmental Costs and Liabilities: Accounting and Financial Reporting Issues*, (Research Report) 1993. 平松一夫・阪(谷口)智香訳『環境会計—環境コストと環境負債』東京経済情報出版、1995年。
- Financial Accounting Standards Board Emerging Issues Task Force (FASB EITF) (1990) *Issue 90-8: Capitalization of Costs to Treat Environmental Contamination*. Norwalk: FASB.
- Intergovernmental Working Group of Experts on International Standards of Accounting and Reporting: [ISAR], ISAR's "Guidance Manual Accounting and Financial Reporting for Environmental Cost and Liabilities" United Nations Conference on Trade and Development [UNCTAD], (2001) (http://www.unctad.org/en/subsites/ditef/3_edev/3_isarm.htm)
- Ito-yokado Co, Ltd, "Annual Report 2001"
- Stefan Schaltegger and Roger Burritt "Contemporary Environmental Accounting" Greenleaf Publishing 2000.
- United Nations Conference on Trade and Development [UNCTAD], "International Accounting & Reporting Issues—the 1998 Review", (UN 1999).

邦銀の有価証券評価損益情報と株価

Stock Market Valuation of Gains and Losses on Commercial Banks' Securities in Japan

吉 田 靖* (住友生命総合研究所)

Yasushi Yoshida

加 藤 千 雄 (大阪経済大学経営情報学部)

Kazuo Kato

國 村 道 雄 (名古屋市立大学経済学部)

Michio Kunimura

要 約

Barth, Beaver, and Wolfson (1990)、Ahmed and Takeda(1995)、河(2000)などの研究では、銀行株評価モデルを作成し、有価証券の実現損益や未実現利益（有価証券評価損益）の増減などの会計上の項目により市場反応の違いを計測している。株式の保有が規制されている米銀と異なり、邦銀の場合は株式の保有が多い。保有有価証券の時価開示の前に、株式市場の動向から保有株式の時価をある程度推計できる。市場は、この推計を、時価開示情報により修正していると考えられる。本研究は、この仮説を1990年代の邦銀のデータにパネル分析を用いて実証した。先行研究の推計モデルでは有価証券の実現損益や有価証券評価損益に有意な推定結果が得られる。しかしこれは見せかけである。説明変数に市場インデックスを加えると、有価証券の実現損益は全銀行では説明力を失い、有価証券の評価損益は、感応度は低下するが、説明力を有意に保持する。ただ、市場ポートフォリオに近い保有構成と考えられる大手銀行では、有価証券評価損益情報による追加的な情報の意味は、地方銀行よりも著しく小さい。

Summary

Barth, Beaver, and Wolfson (1990), Ahmed and Takeda (1995), and Ha (2000) examine the relation between stock prices and the major components of bank earnings such as gains and losses on holding securities. Because Japanese banks hold the large amount of equity portfolio, investors can roughly estimate the fair value of holding securities of banks from watching the equity market before bank's disclosure. Then they will adjust the valuation after bank's disclosure. This paper shows the evidence of the above story by the panel data models of Japanese banks in the 1990's. If we add the market index return as an independent variable for all banks, the realized gains and losses of holding securities lose his explanatory power and the unrealized gains and losses of holding securities significantly hold the power with a lower coefficient. The unrealized gains and losses held by the major banks are less informative than those of the local banks because the major banks hold stock portfolio which is closely similar with the market portfolio.

1. はじめに

銀行の決算情報と株価の関係に関する実証分析は、Barth, Beaver, and Wolfson (1990) を嚆矢とする多くの研究がある。彼らは、会計利益の構成項目によって投資家の評価が異なるかどうかを研究している。すなわち、銀行が有価証券実現損益を使用して利益のスージングを行っているため、市場は、有価証券実現損益を一時的な利益と認識し、他の利益と区別しているかどうかについて

クロスセクション分析を用いて1968年から1987年までの米銀のデータによって調査している。モデルとしては、(1)式の利益に対する株式の時価総額の反応を計測するものと、系列相関の問題を避けるために株価の上昇率を利益の上昇率¹⁾で説明する(2)式のモデルを用いている。

$$\frac{MV_{it}}{BV_{it}} = \alpha_1 + \beta_{11} \left[\frac{E_{bit}}{BV_{it}} \right] + \beta_{21} \left[\frac{SGL_{it}}{BV_{it}} \right] + u_{it} \quad \dots (1)$$

$$\frac{\Delta P_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_1 + \beta_{11} \left[\frac{\Delta E_{bit}}{E_{bit-1}} \right] + \beta_{21} \left[\frac{SGL_{it}}{E_{bit-1}} \right] + u_{it} \quad \dots (2)$$

*本論文中の意見に関しては、執筆者個人に属し、所属機関の公式見解を示すものではない。

ここで

MV_{it} = i 銀行 t 期末の株式の時価総額

BV_{it} = i 銀行 t 期末の株式の簿価

P_{it} = i 銀行 t 期末の株価

ΔP_{it} = $P_{it} - P_{it-1}$

SGL_{it} = i 銀行 t 期の有価証券実現損益

E_{Bit} = i 銀行 t 期の有価証券実現損益前利益

ΔE_{Bit} = $E_{Bit} - E_{Bit-1}$

u_{it} = 攪乱項

回帰分析の結果、(1)式、(2)式ともに有価証券実現損益前利益の係数はプラスで有意水準を満たしているのに対し、有価証券実現損益の係数は、有意でないものが多く、符号もマイナスになる場合が多いことが示されている。結論として、有価証券実現損益は他の利益と区別されて、株価に与える影響は有意でないとしている。

次に、Barth (1994) は、時価情報の開示が株式の評価に影響を与えているかどうかを分析している。この研究は、銀行業の株価モデルを、利益というフローによる評価モデルから資産の時価情報というストックによる評価モデルへと転換させるものとなった。具体的には次の定式化を用いている。

$$MVE_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}BVE_{Bit} + \alpha_{2t}BINV_{it} + \alpha_{3t}FINV_{it} + u_{it} \dots \dots \dots (3)$$

$$R_{it} = \beta_{0t} + \beta_{1t}\Delta E_{Bit} + \beta_{2t}RSGL_{it} + \beta_{3t}FSGL_{it} + u_{it} \dots \dots \dots (4)$$

$$R_{it} = \delta_{0t} + \delta_{1t}E_{Bit} + \delta_{2t}RSGL_{it} + \delta_{3t}FSGL_{it} + u_{it} \dots \dots \dots (5)$$

ここで

MVE_{it} = i 銀行 t 期末の株価

BVE_{it} = i 銀行 t 期末の有価証券を除く一株当たり簿価

$BINV_{it}$ = i 銀行 t 期末のGAAPによる1株当たり有価証券

$FINV_{it}$ = i 銀行 t 期末の1株当たり有価証券の

時価

R_{it} = i 銀行 t 期末の株式の年次収益率

E_{Bit} = i 銀行 t 期の有価証券実現損益前利益 / 期首の株価

ΔE_{Bit} = $E_{Bit} - E_{Bit-1}$

$RSGL_{it}$ = i 銀行 t 期末のGAAPによる有価証券実現損益 / 期首の株価

$FSGL_{it}$ = i 銀行 t 期末の時価による1株当たり有価証券損益 (実現+未実現) / 期首の株価

(3)式は有価証券の時価が追加的な説明力を持つかどうかを検証するための定式化であり、(4)式は(2)式の定式化で未実現利益を含む有価証券の損益が追加的な説明力を持つかどうかを検証するための定式化である。(5)式は、(3)式の変数を変化率にする考えからの定式化である。Barth (1994) は、1971年から1990年の米銀のデータに対してクロスセクション分析とパネル分析(固定効果モデル)を適用することによって実証を行っている。その結果、すべての定式化において、有価証券実現損益前利益の係数はプラスで有意であった。(5)の定式化を除いて α_3 、 β_3 はプラスで有意であることから、時価情報は株価に対して追加的な説明力を持つ場合が多いが、一方、 α_2 、 β_2 、 δ_2 は有意でなく、市場はこの会計項目を評価していないと結論づけている。

これに対し、Ahmed and Takeda (1995) は、米銀の資産のほとんどは貸出金や債券のような時価評価額が金利変動に感応的な金融資産であることを考慮し、より精緻な定式化を行えば、有価証券実現損益の係数も有意にプラスであり、市場がこの項目を評価していることを実証している。

彼らの定式化の詳細は次節で述べるが、最終的には次式のモデルとなる。

$$\begin{aligned}
 (\Delta MVE_t + \text{dividends}_t) / MVE_{t-1} = & \delta_0 + \delta_1 SGL_t / MVE_{t-1} \\
 & + \delta_2 \Delta URGL_t / MVE_{t-1} \\
 & + \delta_3 IBSGL_t / MVE_{t-1} \\
 & + \delta_4 EQINV_t / MVE_{t-1} \\
 & + \delta_5 (LTGAP_t \Delta r_t) \\
 & / MVE_{t-1} + u_t \dots \dots (6)
 \end{aligned}$$

ここで

MVE_t = t 期の時価総額

ΔMVE_t = $MVE_t - MVE_{t-1}$

dividends_t = t 期の配当総額

$\Delta URGL_t$ = t 期の有価証券未実現利益（有価証券評価損益）の増分

SGL_t = t 期の有価証券実現損益

$IBSGL_t$ = t 期の有価証券実現損益前利益

$LTGAP_t$ = t 期の長期（1年超）の有価証券以外の資産と長期負債の差

Δr_t = t 期の金利の前年差

$EQINV_t$ = t 期の増資による自己資本の増分

四半期データによる実証分析の結果によると、説明変数から金利感応度部分を除くと重要な変数が除外されるために推定結果にバイアスが生じ δ_2 が有意でないが、正しいスペシフィケーションによって推定すると δ_2 が有意になることが示されている。

邦銀に関しては河（2000）がBarth（1994）のモデルとAhmed and Takeda（1995）を修正したモデルに1990年から1997年までのデータを用い、プールデータに対する最小二乗法と固定効果モデルおよび変量効果モデルを適用して比較している。その結果によると、Barth（1994）のモデルでは有価証券実現損益前利益の係数がすべての推定方法で有意にならなかったことに対して、Ahmed and Takeda（1995）を修正したモデルは有価証券売却益による利益マネジメントの項を除くパラメータが有意になる結果が得られている。このように、邦銀に関してもAhmed and Takeda

型のモデルが有効であり、時価情報のディスクロージャーが株価の決定に対して重要なファクターであることを示している。

しかし、Ahmed and Takeda型モデルを大きな株式のポジションを持つ邦銀にそのまま適用することには疑問がある。米国ではグラス＝ステイガル法の下で、株式の保有が厳しく規制されており、米銀の保有する有価証券とは通常は債券のみである。ところが、邦銀は、資産として株式を保有している。たとえば、全国銀行財務諸表分析の有価証券期末構成比によると1999年3月末の全国銀行の有価証券のうち35.0%は株式である。特に都市銀行は50.0%、信託銀行は43.8%と高い値になっている。また、邦銀が保有する銘柄は多岐にわたり、特に大手行が保有する銘柄は、市場ポートフォリオに近い構成になっていると考えられている。従って日本では銀行の株価はその保有株式の時価の変動を織り込んで評価されていると考えられる。事実、日本では、株価指数の水準によって、個別銀行の有価証券の含み損益がどう変動するかを分析したレポートが毎期のように発表されている。このように邦銀の株価は、自らが持つ株式ポジションのため元来株式市場との連動性が高く、推計上、有価証券に関する時価情報の係数が有意であったとしても、個別銀行のディスクロージャーに株価が反応している証明にはならない。市場参加者が市場ポートフォリオの動向のみ評価していた場合でも、個別銀行の有価証券の損益に関する情報が株式市場全体の動向を表す代理変数として機能してしまう可能性があるためである。

本研究では、このような先行研究の問題点を解決して新たなモデルを導入して実証分析した場合に同じ結論が導かれるかどうかを検証する。この定式化に関しては、次節において説明を行い、続く第3節では、分析に使用したデータと手法に関

して述べる。第4節では分析結果について議論し、最後の第5節において結果のまとめを行う。

2. 本研究のモデル

まず、Ahmed and Takeda (1995) の定式化に従い、会計上の恒等式からモデルを構築する。資産と負債に関して時価評価を行うと (7) 式が成立する。

$$MVE_t = MVI_t + MVONA_t + MVOBS_t \dots\dots\dots (7)$$

ここで

MVE_t = t 期末の時価総額

MVI_t = t 期末の有価証券の時価

$MVONA_t$ = t 期末の有価証券を除く (バランスシート上の) 純資産の時価

$MVOBS_t$ = t 期末のオフバランスシートの純資産の時価

まず、有価証券に関しては

$\Delta URGL_t$ = t 期の有価証券未実現利益 (有価証券評価損益) の増分

SGL_t = t 期の有価証券実現損益

とし、有価証券売買からのキャッシュフロー合計 (有価証券の取得による支出、売却・償還による収入の合計) はゼロとすると次式が成立する。

$$\Delta MVI_t = SGL_t + \Delta URGL_t \dots\dots\dots (8)$$

次に、有価証券を除く純資産 ($MVONA_t$) の現在価値は、その資産から発生する i 期先のキャッシュフロー CF_{t+i} の現在価値の合計 ($\sum PV_i(CF_{t+i})$) とする。

t 期に利子率が Δr ($= r^* - r$) 変化したときの有価証券を除く純資産の増分 ($\Delta MVONA_t$) は、

$$\Delta MVONA_t = \sum_{i=1}^T PV_i^*(CF_{t+i}) - \sum_{i=1}^T PV_{i-1}(CF_{t+i})$$

$$= \left\{ \sum_{i=1}^T PV_i(CF_{t+i}) - \sum_{i=1}^T PV_{i-1}(CF_{t+i}) \right\} + \left\{ \sum_{i=1}^T PV_i^*(CF_{t+i}) - \sum_{i=1}^T PV_{i-1}(CF_{t+i}) \right\} \dots\dots\dots (9)$$

ここに、

$PV_i^*(CF_{t+i})$ = 金利 r^* で計算した t 期の現在価値

$PV_i(CF_{t+i})$ = 金利 r で計算した t 期の現在価値

(9) 式の右辺第一項は、金利が r で不変としたときの有価証券を除く純資産の増分であり、有価証券実現損益前利益 ($IBSGL_t$) と見なすことができる。

また、右辺第2項とオフバランスシートの純資産の変化 ($\Delta MVOBS_t$) をまとめて有価証券以外の金利変動による時価の変動部分とする。すなわち、 $LTGAP_t$ を長期 (1年超) の有価証券を除く資産と長期負債の差とし、 Δr_t と金利感応度を乗じたものが該当する。さらに増資による自己資本の増分 $EQINV_t$ による調整と配当による調整を加え、実証するモデルとして、前節 (6) 式を提案した。

$$\begin{aligned} (\Delta MVE_t + dividends_t) / MVE_{t-1} = & \delta_0 + \delta_1 SGL_t / MVE_{t-1} \\ & + \delta_2 \Delta URGL_t / MVE_{t-1} \\ & + \delta_3 IBSGL_t / MVE_{t-1} \\ & + \delta_4 EQINV_t / MVE_{t-1} \\ & + \delta_5 (LTGAP_t \Delta r_t) / MVE_{t-1+u_t} \dots\dots\dots (6, \text{再掲}) \end{aligned}$$

このように、Ahmed and Takeda型モデルの定式化において有価証券の時価による変動は、実現した場合第1項に現れ、未実現の場合は第2項に現れる。これらの数値は決算情報の開示を待たないと投資家は知ることができない。しかし、前節

末で述べたように邦銀の資産構成として株式のウェイトが高いため、市場は銀行による決算の発表を待たずに市場全体の株価の動向により保有する有価証券の時価を予想した上で邦銀の株価を評価し、個別の決算発表（期末から1か月半以上経過している）による反応の評価は予想していなかった情報（サプライズ）に対する調整に留まると考えることができる。本研究では、この仮説を検証するために、(6)式に株価指数の前年比を説明変数として追加した場合に、個別行の決算数値に関する係数の有意性が保たれるかどうかを検証する。

3. データ

邦銀が有価証券の時価情報を公表したのは1990年3月期以降であり、入手可能な1999年3月期までの単体決算を分析対象とする。後述のように推定上は差分をとるために1991年3月期からの9年間のデータになる。分析の対象銀行は地方単独上場を含む上場銀行とする。標準期間中は銀行の上場廃止、新規上場があり、それらのデータを有効に使用するため、各期において存在するデータは標本として採用し、上場前や上場廃止（監理ポスト、整理ポストを含む）後はデータが欠落しているとして扱う。従って先行研究に多いバランスされたパネル分析ではなく非バランスパネルである。さらに、合併があった場合、その前後は別銀行と見なす。例えば、三菱銀行、東京銀行、東京三菱銀行は別々の3行とみなし、存在していない期はデータの欠落として扱う。

株価は、先行研究には決算期末の株価を用いているものが多いが、本研究で使用する決算情報が開示されるのは5月後半であるので、5月末の株価を使用する²⁾。従って、3月末の決算情報が存在し、かつ同年5月の株価データが存在する場合

に1期分のデータとして存在することになり、3月末の決算情報が存在しても4月以降5月末までの上場廃止になった場合は、その期以降のデータは欠落とする。さらにデータの数が少ない銘柄が採用されることを防ぐために、差分の演算をした後にデータが3期以上ある銘柄を対象とする。その結果として選ばれた標本数と分析で使用する各変数の記述統計量を表1に示す。この中で*LTGAP_t*は、Ahmed and Takeda (1995) に従えば長期負債を控除することになるが、1991年3月期以前の銀行の負債としての債券と劣後特約付借入金の期間別残高のデータを入手することができなかったので、これらの値は総額を用いている。市場を代表する株価指数としては、TOPIXを使用する。金利はコールレートの5月平均を使用する。データベースは野村総合研究所作成のものから加工している。

表1のように、全銀行では、この期間中での時価総額（配当込み）は平均して6.71%下落しており、銀行にとって非常に厳しい環境であることを示している。その一方で有価証券実現損益は、平均値としてはプラスになっている。各変数の標準偏差は、地方銀行よりも大手銀行が大きくなっている。また、Ahmed and Takeda (1995) の数値と比較すると有価証券実現損益前当期利益の標準偏差はほぼ同じであるのに対して、その他の変数の標準偏差は米銀より邦銀の方が大きな値になっている。当期利益の構成項目である有価証券実現損益前当期利益と有価証券実現損益の平均値を比べると、有価証券実現損益2.12%は有価証券実現損益前当期利益-4.41%の約2分の1で、Ahmed and Takeda (1995) の数値と比較すると非常に大きい。この原因のひとつとして邦銀が資産として株式を保有していることが考えられる。サンプル内の有価証券に占める株式の比率は、第1節で引用した全国銀行財務諸表分析と同様の結

表1 各変数の記述統計量

	平均値	標準偏差	最大値	最小値
全銀行 (銘柄数=119、標本数 = 1026)				
$(\Delta MVE_t + dividends_t) / MVE_{t-1}$	-0.0671	0.2444	2.3735	-0.7441
SGL_t / MVE_{t-1}	0.0212	0.0617	0.5145	-0.3745
$\Delta URGL_t / MVE_{t-1}$	-0.0444	0.1529	1.5319	-1.5515
$IBSGL_t / MVE_{t-1}$	-0.0441	0.1705	0.1931	-1.9582
$EQINV_t / MVE_{t-1}$	0.0184	0.1381	2.3728	-0.6366
$LTGAP_t \times \Delta r_t / MVE_{t-1}$	-4.2545	4.6174	7.0369	-23.0006
EQR_t	0.3033	0.1613	0.8760	0.0311
大手行 (銘柄数=21、標本数 = 175)				
$(\Delta MVE_t + dividends_t) / MVE_{t-1}$	-0.0735	0.3233	1.2203	-0.6233
SGL_t / MVE_{t-1}	0.0535	0.0769	0.3688	-0.3745
$\Delta URGL_t / MVE_{t-1}$	-0.0864	0.2119	0.8051	-0.9303
$IBSGL_t / MVE_{t-1}$	-0.1095	0.1852	0.1125	-1.4132
$EQINV_t / MVE_{t-1}$	0.0642	0.2499	1.8827	-0.5093
$LTGAP_t \times \Delta r_t / MVE_{t-1}$	-3.3340	5.1322	7.0369	-21.2229
EQR_t	0.5733	0.0942	0.8760	0.3286
地方銀行 (銘柄数=98、標本数 = 851)				
$(\Delta MVE_t + dividends_t) / MVE_{t-1}$	-0.0657	0.2249	2.3735	-0.7441
SGL_t / MVE_{t-1}	0.0145	0.0559	0.5145	-0.3428
$\Delta URGL_t / MVE_{t-1}$	-0.0358	0.1362	1.5319	-1.5515
$IBSGL_t / MVE_{t-1}$	-0.0307	0.1642	0.1931	-1.9582
$EQINV_t / MVE_{t-1}$	0.0090	0.0984	2.3728	-0.6366
$LTGAP_t \times \Delta r_t / MVE_{t-1}$	-4.5640	4.5638	3.8701	-23.0006
EQR_t	0.2478	0.1070	0.6660	0.0311

MVE_t = t期の株式の時価総額 (5月末)

ΔMVE_t = $MVE_t - MVE_{t-1}$

$dividends_t$ = t期の配当総額

SGL_t = t期の有価証券実現損益 (金銭信託を含む)

$\Delta URGL_t$ = t期末の有価証券未実現利益 (有価証券評価損益) の増分

$IBSGL_t$ = t期の有価証券実現損益前当期利益

$EQINV_t$ = t期の増資による資本の増加

$LTGAP_t$ = t期末の長期 (1年超) 貸出金と長期負債 (債券、劣後特約付借入金、1年以上の定期預金) の差額

Δr_t = t期のコールレートの変化分 (5月平均)

EQR_t = t期末の有価証券に占める株式の比率 (時価ベース)

データ:1991年3月決算期—1999年3月決算期、地方単独を含む上場銀行、単体決算

果で、業態別の平均値としては大手行の比率が57.33%と高く、地方銀行の比率は24.78%と低い。従って、大手行の方がAhmed and Takeda (1995) のモデルの前提からの乖離が大きい。

各変数間の相関係数は、表2に示すとおりである。個別銀行の時価総額（配当込み）のリターンと市場インデックスの前年比および有価証券評価損益のリターンの相関は高く、特に大手行の有価証券評価損益と市場インデックスは0.8566と相関が強くなっている。時価総額（配当込み）のリターンと有価証券実現損益の全行での相関は0.0744とゼロに近いが、業態別に見ると、大手行が-0.1944と負の相関、地方銀行が0.1904と正の相関と弱いながらも逆の結果になっている。有価証券実現損益と有価証券実現損益前当期利益は弱い負の相関（全銀行、-0.3402）となっており、有価証券実現損益が利益のスムージングに使われている可能性を示している。

4. 分析結果

推定方法としてはプールデータによる通常の最小2乗法（OLS）をまず行うが、銀行による規模の差が大きいので分散の不均一性を考慮し³⁾、一般化最小2乗法（GLS）⁴⁾による推定を行う。表3から表5の推定結果に表示されている推定方法2のGLSは、個別銀行特有の効果を考慮しないモデルによる推計である。推定方法3の固定効果モデルGLSは、個別銀行特有の効果が説明変数と相関すると仮定した方法であり、推定方法4の変量効果GLSは、個別銀行特有の効果が説明変数と相関しないと仮定した方法である。モデルは現実を単純化したものであり、モデルに表現できない個別銀行特有の効果を考慮して、固定効果モデルと変量効果モデルの結果を重要視する。推計に使用するソフトウェアはEViews4.0™である。

全銀行に関する推定結果を表3に示す⁵⁾。定式化（1）は、個別の決算情報のみを用いた（6）式によるものであり、定式化（2）は、（1）に市場インデックスの前年比を説明変数に加えたものである。まず定式化（1）を見ると、どの推定方法を用いても一貫して有価証券実現損益前利益は10%水準でも有意でないが、有価証券実現損益と有価証券評価損益の増分の係数は有意水準1%で有意である。その他の変数も有意水準5%を基準として有意でかつ符号も期待したものとなっている。また、有価証券実現損益と有価証券評価損益の増分の係数は、0.6043から0.9649と理論値の1に近い。しかし、定式化（2）を見るとこの結果は一変する。有価証券実現損益の係数はすべての方法で10%水準でも有意でなく、有価証券評価損益の増分の係数は、1%水準で有意であるがその値、つまり感応度は、変量効果モデルの場合0.7323から0.2317というように、著しく低下している。このように市場は、個別の決算情報よりも市場インデックスの動向を評価していることがわかる。なお、ダービン・ワトソン比をみると固定効果モデルは負の自己相関の存在を示しているが、変量効果モデルでは有意ではない。このため、固定効果モデルでは、回帰係数の分散を過小評価しているので、有意性の判断には注意が必要である。

表4には大手行に関しての推定結果、表5には地方銀行に関しての推定結果を示す。大手行・地方銀行共に定式化（1）による推定は、ダービン・ワトソン比による検定で系列相関の問題が少ない変量効果モデルの結果を中心に見ていく。大手行の有価証券実現損益の係数は、定式化（1）による推定で有意ではなく、その係数の値も地方銀行に比較すると小さい。我々の定式化と河（2000）の「修正Ahmed & Takeda モデル」は厳密には異なるが、この結果は共通している。他

表2 各変数間の相関係数

	$(\Delta MVE_t + \text{dividends}_t) / MVE_{t-1}$	SGL_t / MVE_{t-1}	$\Delta URGL_t / MVE_{t-1}$	$IBSGL_t / MVE_{t-1}$	$EQINV_t / MVE_{t-1}$	$LTGAP_t \times \Delta r_t / MVE_{t-1}$
全銀行 (標本数 = 1026)						
$(\Delta MVE_t + \text{dividends}_t) / MVE_{t-1}$	1.0000					
SGL_t / MVE_{t-1}	0.0744	1.0000				
$\Delta URGL_t / MVE_{t-1}$	0.4558	-0.1776	1.0000			
$IBSGL_t / MVE_{t-1}$	-0.1939	-0.3402	0.0286	1.0000		
$EQINV_t / MVE_{t-1}$	0.3664	-0.0205	0.0307	-0.3925	1.0000	
$LTGAP_t \times \Delta r_t / MVE_{t-1}$	-0.1955	0.0486	-0.1744	-0.0276	-0.0405	1.0000
R_{Mt}	0.6749	0.3215	0.7840	-0.2855	-0.0987	-0.2174
大手行 (標本数 = 175)						
$(\Delta MVE_t + \text{dividends}_t) / MVE_{t-1}$	1.0000					
SGL_t / MVE_{t-1}	-0.1944	1.0000				
$\Delta URGL_t / MVE_{t-1}$	0.6304	-0.2872	1.0000			
$IBSGL_t / MVE_{t-1}$	-0.2392	-0.2550	-0.2081	1.0000		
$EQINV_t / MVE_{t-1}$	0.3084	-0.0378	0.0827	-0.6088	1.0000	
$LTGAP_t \times \Delta r_t / MVE_{t-1}$	-0.1644	0.1046	-0.0772	-0.0021	-0.0566	1.0000
R_{Mt}	0.7580	0.1577	0.8566	-0.2939	0.0101	-0.1377
地方銀行 (標本数 = 851)						
$(\Delta MVE_t + \text{dividends}_t) / MVE_{t-1}$	1.0000					
SGL_t / MVE_{t-1}	0.1904	1.0000				
$\Delta URGL_t / MVE_{t-1}$	0.3795	-0.0953	1.0000			
$IBSGL_t / MVE_{t-1}$	-0.1872	-0.3322	0.0844	1.0000		
$EQINV_t / MVE_{t-1}$	0.4464	-0.0780	0.0270	-0.2865	1.0000	
$LTGAP_t \times \Delta r_t / MVE_{t-1}$	-0.2071	-0.0013	-0.1966	-0.0111	-0.0651	1.0000
R_{Mt}	0.6570	0.3567	0.7684	-0.2837	-0.1273	-0.2345

R_{Mt} = t期の東証株価指数の収益率 (5月末)

R_{Mt} との相関係数はペアワイズの値の平均値

データ: 1991年3月決算期—1999年3月決算期、地方単独を含む上場銀行、単体決算

表3 全銀行の推定結果

	定式化(1)		定式化(2)	
	係数	p 値	係数	p 値
推定方法1：OLS				
定数項	-0.0856	0.0000	-0.0549	0.0000
R_{Mt}			0.5889	0.0000
SGL_t/MVE_{t-1}	0.6358	0.0001	0.0058	0.9721
$\Delta URGL_t/MVE_{t-1}$	0.7274	0.0000	0.2313	0.0005
$IBSGL_t/MVE_{t-1}$	-0.0297	0.6858	0.0181	0.7953
$EQINV_t/MVE_{t-1}$	0.6072	0.0000	0.6335	0.0000
$LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1}$	-0.0059	0.0004	-0.0035	0.0074
自由度調整済決定係数	0.3677		0.4966	
D.W.比	2.2190		2.1326	
推定方法2：GLS (Cross Section Weights)				
定数項	-0.0464	0.0000	-0.0398	0.0000
R_{Mt}			0.5105	0.0000
SGL_t/MVE_{t-1}	0.7114	0.0000	-0.0415	0.6826
$\Delta URGL_t/MVE_{t-1}$	0.9649	0.0000	0.2226	0.0000
$IBSGL_t/MVE_{t-1}$	0.0592	0.2059	0.1015	0.0292
$EQINV_t/MVE_{t-1}$	0.3987	0.0138	0.5320	0.0002
$LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1}$	-0.0013	0.0301	-0.0012	0.0569
自由度調整済決定係数	0.4939		0.5539	
D.W.比	2.0720		2.1034	
推定方法3：固定効果モデルGLS (Cross Section Weights)				
R_{Mt}			0.5193	0.0000
SGL_t/MVE_{t-1}	0.7416	0.0000	-0.0710	0.4549
$\Delta URGL_t/MVE_{t-1}$	0.9409	0.0000	0.1660	0.0000
$IBSGL_t/MVE_{t-1}$	-0.0580	0.1619	-0.0074	0.8427
$EQINV_t/MVE_{t-1}$	0.3915	0.0102	0.5310	0.0000
$LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1}$	-0.0027	0.0000	-0.0024	0.0000
自由度調整済決定係数	0.4831		0.5564	
D.W.比	2.2905		2.3169	
推定方法4：変量効果モデルGLS (Variance Components)				
定数項	-0.0804	0.0000	-0.0518	0.0000
R_{Mt}			0.5945	0.0000
SGL_t/MVE_{t-1}	0.6043	0.0000	-0.0175	0.8657
$\Delta URGL_t/MVE_{t-1}$	0.7323	0.0000	0.2317	0.0000
$IBSGL_t/MVE_{t-1}$	-0.0003	0.9936	0.0352	0.3408
$EQINV_t/MVE_{t-1}$	0.6186	0.0000	0.6391	0.0000
$LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1}$	-0.0051	0.0001	-0.0031	0.0097
自由度調整済決定係数	0.3411		0.4824	
D.W.比	2.1452		2.0858	

p 値は、変量効果モデルを除いて White の t 値により算出

定式化(1)：

$$(\Delta MVE_{t+dividends_t})/MVE_{t-1} = \text{定数項} + \beta_2 SGL_t/MVE_{t-1} + \beta_3 \Delta URGL_t/MVE_{t-1} + \beta_4 IBSGL_t/MVE_{t-1} + \beta_5 EQINV_t/MVE_{t-1} + \beta_6 LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1} + u_t$$

定式化(2)：

$$(\Delta MVE_{t+dividends_t})/MVE_{t-1} = \text{定数項} + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 SGL_t/MVE_{t-1} + \beta_3 \Delta URGL_t/MVE_{t-1} + \beta_4 IBSGL_t/MVE_{t-1} + \beta_5 EQINV_t/MVE_{t-1} + \beta_6 LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1} + u_t$$

$u_t = t$ 期の攪乱項

データ：1991年3月決算期—1999年3月決算期、地方単独を含む上場銀行、単体決算

表4 大手行の推定結果

	定式化(1)		定式化(2)	
	係数	p 値	係数	p 値
推定方法1 : OLS				
定数項	-0.0278	0.3491	0.0278	0.3279
R_{Mt}			1.1193	0.0000
SGL_{it}/MVE_{t-1}	0.1121	0.7489	-1.0960	0.0020
$\Delta URGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.9488	0.0000	0.0484	0.7727
$IBSGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.1395	0.5430	0.1220	0.5423
$EQINV_{it}/MVE_{t-1}$	0.3891	0.0005	0.4248	0.0001
$LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1}$	-0.0065	0.0810	-0.0008	0.7748
自由度調整済決定係数	0.4618		0.6306	
D.W.比	2.4425		1.9723	
推定方法2 : GLS (Cross Section Weights)				
定数項	0.0124	0.5122	0.0654	0.0007
R_{Mt}			0.9932	0.0000
SGL_{it}/MVE_{t-1}	0.3594	0.0177	-0.8102	0.0003
$\Delta URGL_{it}/MVE_{t-1}$	1.1151	0.0000	0.2867	0.0220
$IBSGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.4574	0.0001	0.3951	0.0020
$EQINV_{it}/MVE_{t-1}$	0.3751	0.0000	0.3386	0.0029
$LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1}$	-0.0040	0.1336	0.0014	0.5132
自由度調整済決定係数	0.5700		0.6978	
D.W.比	2.6155		2.2978	
推定方法3 : 固定効果モデルGLS (Cross Section Weights)				
R_{Mt}			1.0024	0.0000
SGL_{it}/MVE_{t-1}	0.4118	0.0034	-0.7997	0.0003
$\Delta URGL_{it}/MVE_{t-1}$	1.1303	0.0000	0.2017	0.1266
$IBSGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.4384	0.0003	0.2559	0.0941
$EQINV_{it}/MVE_{t-1}$	0.3687	0.0001	0.3712	0.0034
$LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1}$	-0.0046	0.1242	0.0016	0.5303
自由度調整済決定係数	0.5329		0.6918	
D.W.比	2.7052		2.2984	
推定方法4 : 変量効果モデルGLS (Variance Components)				
定数項	-0.0211	0.3267	0.0315	0.1370
R_{Mt}			1.1108	0.0000
SGL_{it}/MVE_{t-1}	0.0261	0.9177	-1.1200	0.0000
$\Delta URGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.9494	0.0000	0.0625	0.6281
$IBSGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.1480	0.2364	0.1398	0.2060
$EQINV_{it}/MVE_{t-1}$	0.3901	0.0000	0.4248	0.0000
$LTGAP_t \times \Delta r_t/MVE_{t-1}$	-0.0061	0.0529	-0.0009	0.7463
自由度調整済決定係数	0.4308		0.6172	
D.W.比	2.3233		1.9351	

注) 固定効果モデルの定式化(2)は、反復演算中に積率行列が非正則に近くなるので反復演算は1ステップのみの結果を用いている

p 値は、変量効果モデルを除いてWhiteの t 値により算出

定式化(1) : 表3と同じ

定式化(2) : 表3と同じ

データ : 1991年3月決算期—1999年3月決算期、地方単独を含む上場銀行、単体決算

表5 地方銀行の推定結果

	定式化 (1)		定式化 (2)	
	係数	p 値	係数	p 値
推定方法 1 : OLS				
定数項	-0.0918	0.0000	-0.0659	0.0000
R_{Mt}			0.5188	0.0000
SGL_{it}/MVE_{t-1}	1.0423	0.0000	0.4856	0.0018
$\Delta URGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.6142	0.0001	0.1611	0.0087
$IBSGL_{it}/MVE_{t-1}$	-0.0073	0.9134	0.0454	0.4808
$EQINV_{it}/MVE_{t-1}$	1.0243	0.0000	1.0300	0.0000
$LTGAP_{it} \times \Delta r_{it}/MVE_{t-1}$	-0.0052	0.0031	-0.0034	0.0096
自由度調整済決定係数	0.4097		0.5363	
D.W.比	2.2259		2.1911	
推定方法 2 : GLS (Cross Section Weights)				
定数項	-0.0501	0.0000	-0.0482	0.0000
R_{Mt}			0.5146	0.0000
SGL_{it}/MVE_{t-1}	0.8066	0.0000	0.1428	0.2048
$\Delta URGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.9372	0.0000	0.0903	0.0002
$IBSGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.0070	0.8875	0.1278	0.0245
$EQINV_{it}/MVE_{t-1}$	1.0302	0.0000	1.2988	0.0000
$LTGAP_{it} \times \Delta r_{it}/MVE_{t-1}$	-0.0012	0.0762	-0.0014	0.0292
自由度調整済決定係数	0.5061		0.6210	
D.W.比	2.0446		2.1077	
推定方法 3 : 固定効果モデル GLS (Cross Section Weights)				
R_{Mt}			0.4995	0.0000
SGL_{it}/MVE_{t-1}	0.8177	0.0000	0.1204	0.2837
$\Delta URGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.9204	0.0000	0.0816	0.0000
$IBSGL_{it}/MVE_{t-1}$	-0.1152	0.0063	0.0108	0.8121
$EQINV_{it}/MVE_{t-1}$	0.9642	0.0000	1.2363	0.0000
$LTGAP_{it} \times \Delta r_{it}/MVE_{t-1}$	-0.0029	0.0000	-0.0029	0.0000
自由度調整済決定係数	0.4997		0.6012	
D.W.比	2.2744		2.3173	
推定方法 4 : 変量効果モデル GLS (Variance Components)				
定数項	-0.0841	0.0000	-0.0555	0.0000
R_{Mt}			0.5408	0.0000
SGL_{it}/MVE_{t-1}	1.0313	0.0000	0.4602	0.0000
$\Delta URGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.6166	0.0000	0.1509	0.0029
$IBSGL_{it}/MVE_{t-1}$	0.0393	0.3240	0.1056	0.0026
$EQINV_{it}/MVE_{t-1}$	1.0478	0.0000	1.0634	0.0000
$LTGAP_{it} \times \Delta r_{it}/MVE_{t-1}$	-0.0038	0.0041	-0.0016	0.1653
自由度調整済決定係数	0.3739		0.4950	
D.W.比	2.1276		2.0562	

p 値は、変量効果モデルを除いて White の t 値により算出

定式化(1) : 表 3 と同じ

定式化(2) : 表 3 と同じ

データ : 1991年3月決算期—1999年3月決算期、地方単独を含む上場銀行、単体決算

方、有価証券評価損益の増分の係数は、どちらの業態でも1%水準で有意であり、特に大手行では1に近い値になっている。大手行の有価証券実現損益前当期利益の係数はプラスで、有意性は推定方法により異なるが変量効果モデルでは有意でない。地方銀行も同様である。

定式化(2)に関して、全行に対する分析結果と大きく異なるのは次の2点である。第1に、大手行の場合、4方法の有価証券実現損益の係数は-1.1200から-0.7997とマイナス1前後の負値であり1%水準で有意な値になっているが、地方銀行の場合は逆に正で、変量効果モデルでは有意になっている。また、有価証券評価損益の増分に関して、大手行は有意でない場合が多いが⁶⁾ 7)、地方銀行はすべて正の値で有意になっている。これらの原因として、地方銀行の保有する株式の銘柄構成は、大手銀行より市場インデックスからの偏りが大きく、かつその推定が困難なので、投資家の決算発表前における予想精度が悪く、決算情報による修正の影響が大きいためと考えられる。さらに大手銀行の場合、銀行の負の企業価値リターンに逆らう益出し行動があり、この株式による実現益の金額が大きいことが要因として考えられる。

5. 結論

先行研究に見られるように個別の決算情報のみによる推計モデルを作成すると、有価証券実現損益に有意な推定結果が得られるが、市場インデックスを説明変数に加えることにより、推定結果は大きく変化する。市場参加者は、個別銀行の決算情報による時価の開示以前に、株式市場全体の動向から保有有価証券の時価を推計し、時価開示情報でそれを修正している。ただ、大手銀行の場合には有価証券評価損益情報による追加的な情報の意

味は、地方銀行のそれよりも小さい。

不良債権や公的資金導入、デリバティブの評価損益、銀行の利益管理の影響など今回除外した変数の影響、また有価証券のキャッシュフローなどのAhmed and Takeda (1995)のモデルの修正に関しては、今後の検討課題である。

最後ではあるが、本誌レフリーから貴重なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。

《注》

- 1) 有価証券実現損益に関しては、増加率になっていないが、これは、事前の予想が0であるためこのような定式化が用いられている。
- 2) 決算期末直前の3月に開示される経営者予想は、営業収益、経常利益、当期純利益のみが開示対象である。4月の経営者予想では、有価証券の含み益・評価損は開示されるが、実現損益は開示されていない。
- 3) 各変数が前期末の時価総額に対する比になっていることも、分散の不均一性への対処となっている。
- 4) GLSの方法としては、プールと固定効果モデルの場合は反復演算を用いたクロスセクションウエイトによる方法を使用する。
- 5) このほかに、3月の株価、金利、株価指数を用いた分析も行ったが、係数の有意性や決定係数は5月のデータによる分析結果を下回った。
- 6) その他、大手行では、 $(LTGAP_t \times \Delta r_t) / MVE_{t-1}$ の係数が有意でなくなっているがこれは、金融債を発行している長信銀のデュレーション構造が他行と同様な変数では表現できないことも一因であると考えられる。1年以上の金融債の発行残高が入手可能な1992年からのサンプルで推定し、有意水準5%を基準とした場合、この係数が有意となるケースが増加した。
- 7) 表2のように有価証券評価損益の増分と市場リターン(R_M)との相関が高いので多重共線性により、推計結果が不安定になっていることも考えられる。このため、被説明変数を $(\Delta MVE_t + \text{dividends}_t) / MVE_{t-1} - R_M$ にして、説明変数には R_M を含めずに推定を行った。その結果、有価証券評価損益の増分の係数は若干の有意性の向上が見られたが、有意水準5%を満たしたのは固定効果モデルによる推定のみであった。また、説明変数から有意でない有価証券評価損益の増分を除いた定式化での推定結果は、定式化(2)とほぼ同じであった。以上により、定式化(2)の結果は、評価に耐えうると考える。

《参考文献》

銀行経理問題研究会編 (2001)「銀行経理の実務 第5版」、(株)

金融財政事情研究会

- 國村道雄（1999）「銀行のディスクロージャー」、ディスクロージャー研究会編、『現代ディスクロージャー論』、中央経済社
- 全国銀行協会（1999）「全国銀行財務諸表分析」
- 河榮徳（2000）「時価情報の実証分析－銀行保有証券の時価情報を中心に－」、會計、第157巻第1号、1月号、pp.75-88
- Ahmed, A. S., and C. Takeda, (1995) "Stock Market Valuation of Gains and Losses on Commercial Banks' Investment Securities (An Empirical Analysis)," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.20, No.2, pp.207-225
- Ahmed, A. S., C. Takeda, and S. Thomas, (1999) "Bank Loan Loss Provisions: A Reexamination of Capital Management,

Earnings Management and Signaling Effects," *Journal of Accounting and Economics* Vol.28, No.1, pp.1-25

- Barth, M. E., (1994) "Fair Value Accounting: Evidence from Investment Securities and the Market Valuation of Banks," *Accounting Review*, Vol.69, No.1, pp.1-25
- Barth, M. E., W. R. Landsman, and J. M. Wahlen, (1995) "Fair Value Accounting: Effects on Banks' Earnings Volatility, Regulatory Capital, and Value of Contractual Cash Flows," *Journal of Banking and Finance* Vol.19, pp.577-605
- Barth, M. E., W. H. Beaver, and M. A. Wolfson, (1990) "Components of Earnings and the Structure of Bank Share Prices," *Financial Analysts Journal*, Vol.46, May-June, pp.53-60

投 稿 規 定

本誌はディスクロージャー研究学会の学会誌（年1回発行）です。学会会則第3条第3項に基づき発行されます。査読制度（レフリー制度）を採用しています。ふるってご投稿ください。

投稿資格等

- ・本学会の会員、入会申込者。
- ・本学会の会員との共同執筆者。
- ・投稿原稿は未発表のものに限ります。

論稿の種類

- ・論文・又はノート。
- ・書評。

原稿作成上の注意

- ・横書き。
- ・論文は8,000字以内（図表を含む）。日本語（500字以内）と英語（200 words以内）の要約を添付してください。
- ・書評は1,000字以内。
- ・原稿はe-mailで学会事務局に提出してください。

選考方法

- ・投稿原稿は、当編集委員会の定める「投稿原稿審査要項」に基づく審査（査読者は編集委員または編集委員以外の専門家より選定した2名）を経て、「論文」、「ノート」と「書評」に区分して掲載の採否を決めます。

編集委員会

- ・編集委員長：國村道雄
- ・編集委員：神谷健司、許斐義信、柴 健次、須田一幸、高須教夫、高橋 元

第3号査読委員会（50音順）

岡田依里 川北英隆 國村道雄 許斐義信 阪 知香 須田一幸
河 榮徳 松尾聿正 村井秀樹

送付先（学会事務局）

学会事務局長 柴 健次
〒564-8680 大阪府吹田市山手町3-3-35
関西大学商学部気付
ディスクロージャー研究学会事務局
電話 代表06-6368-1121
E-mail kenshiba@ipcku.kansai-u.ac.jp。

（詳しくは、学会事務局にお問い合わせください）

第 3 回 研 究 大 会

主 催：日本大学

大会委員長：宅和 公志

場 所：日本大学商学部本館 3 階大会議室 日 時：日時：2001年10月20日

1. 自由論題報告（午前9時50分—12時まで）

司 会 須田 一幸（神戸大学）

報 告 「財務報告書における環境会計情報の開示」吉田 雄司（法政大学大学院）

「経営危機企業の財務分析とメインバンクによる保険提供」

吉田 美樹子（大阪市立大学大学院）

「邦銀の時価情報と市場の反応」

吉田 靖（名古屋市立大学大学院、住生総研）

加藤 千雄（大阪経済大学）

國村 道雄（名古屋市立大学）

2. ディスクロージャー新世紀宣言

3. 統一論題報告（午後1時50分から午後5時50分）

司 会 高橋 元（作新学院大学）

報 告 「SECの選択的情報開示規制とアナリストの役割」

太田 八十雄（つくば国際大学）

「自治体のディスクロージャーの現状と課題」

乾 智里（格付投資情報センター）

「IASにおける時価の利用と情報開示」

荻原 正佳（企業会計基準委員会、公認会計士）

編集後記

- 年度末になると研究業績の一覧を大学に提出しなければなりません。その際、「査読制度のあるジャーナルに掲載された論文」を区分して示すことが、最近、求められるようになりました。会計学では残念ながら査読制度を設けている和雑誌が少なく、私は後ろめたい思いをしながらゼロと記入します。。その意味では『現代ディスクロージャー研究』は貴重な存在です。今後、発表論文について上記のような区分が一般的になれば、われわれ会計学者の多くは主要業績をゼロと記入しなければならないでしょう。そのような事態を回避するためにも、会員の皆様、どうぞ本誌へふるってご投稿下さい。
- 第3号への投稿は全部で5本でした。査読者は「投稿規定」で示しましたが、非常に丁寧に読んでいただき、貴重なご意見を賜りました。査読者のみなさまには改めてお礼を申し上げます。厳密な査読と論文修正のプロセスを経て、3本の論文が採択されました。
- 第3回研究大会は日本大学商学部で開催されました。「新世紀の情報公開と開示」を統一テーマにして、活発な議論が行われました。第4回大会は名古屋市立大学経済学部で開催される予定です。皆様の協力を得て、ディスクロージャー研究会と『現代ディスクロージャー研究』が、ますます発展することを祈っております。学会事務局長の柴健次氏が御留学のため、第3号の編集事務は須田が担当しました。いろいろご迷惑をおかけしたことをお詫びします。

(須田)

現代ディスクロージャー研究 No.3

2002年3月30日 発行

◎発行者 ディスクロージャー研究会
発行所 〒564-8680
大阪府吹田市山手町3-3-35
関西大学商学部：柴研究室内
TEL 06-6368-1121(代)

印刷所 ナニワ印刷株式会社
