

# 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、銀行株式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<sup>1)</sup>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

$\Delta P_{it}$  =  $P_{it} - P_{it-1}$

$SGL_{it}$  =  $i$  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

$\Delta E_{Bit}$  =  $E_{Bit} - E_{Bit-1}$

$u_{it}$  = 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

$\Delta E_{Bit}$  =  $E_{Bit} - E_{Bit-1}$

$RSGL_{it}$  =  $i$  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 $\alpha_3$ 、 $\beta_3$ 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、 $\alpha_2$ 、 $\beta_2$ 、 $\delta_2$ 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

$\Delta MVE_t$  =  $MVE_t - MVE_{t-1}$

$\text{dividends}_t$  =  $t$ 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

$\Delta r_t$  =  $t$ 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 $\delta_2$ 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 $\delta_2$ 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  $\Delta r$  ( $= r^* - r$ ) 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、 $\Delta r_t$  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。

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

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エイトが高いため、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<sup>2)</sup>。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<sub>it</sub>*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)

$\Delta MVE_t$  =  $MVE_t - MVE_{t-1}$

$dividends_t$  =  $t$  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

$\Delta r_t$  =  $t$  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<sup>3)</sup>、一般化最小2乗法（GLS）<sup>4)</sup>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<sup>5)</sup>。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<sup>6)</sup> 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