

有価証券時価情報のディスクロージャー と資本市場の評価

河 榮 徳

1. はじめに

企業活動のグローバル化にともない、会計基準の世界的調和化が求められている。日本の企業会計基準の設定母体である企業会計審議会は、1997年から1998年にかけて、多くの意見書と公開草案を公表している。1997年6月の「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」、1998年3月の「中間連結財務諸表等の作成基準の設定に関する意見書」および「連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準の設定に関する意見書」、「研究開発費等に係る会計基準の設定に関する意見書」、1998年6月の「退職給付に係る会計基準の設定に関する意見書」、「金融商品に係る会計基準の設定に関する意見書（公開草案）」などである。これら、近年における会計基準の整備・補完を通じて、日本の会計基準は世界的にも遜色のない水準に達しているといえる。

有価証券に関する会計基準は、世界的に、時価評価に向けて進んでいる。アメリカの会計基準（SFAS No. 115）、国際会計基準（IAS Nos. 32, 39）、および日本の金融商品の会計基準の「公開草案」では、満期保有の債権は原価評価（償却原価法）するが、トレーディング取引および売却可能な有価証券については時価評価することを規定している。

日本における金融商品の時価情報のディスクロージャは、銀行には1990年3月期の本決算から適用され、1991年3月期からは全上場企業を対象に導入された。まず、上場有価証券および上場デリバティブ取引（先物取引と上場オプション取引）の時価情報のディスクロージャが行われ、1992年からは非上場債券についても時価を算定して、開示することになった。1995年3月期からは、為替予約取引について、予約レートと市場レートをディスクローズすることが義務付けられた。さらに、1997年3月期からは、デリバティブ取引全般について時価情報を財務諸表の注記事項として義務づけるようになっている。

このような、金融商品の時価評価の流れは、企業の将来のキャッシュ・フローや会計利益とそのリスクを評価する上で、時価情報が有用であることを前提にしている。時価情報がかかる企業評価に有用であるか否かは、実証すべき課題である。本研究では、銀行の保有有価証券の時価情報を実証的に分析することによって、時価情報の有用性を明らかにすることを目的とする。

2. 先行研究

アメリカにおける、金融商品の時価情報の実証分析は、財務会計基準書第107号（SFAS No. 107）が金融資産と金融負債の公正価値の開示を要求したことから、旺盛に行われるようになった。ここでは、Barth[1994]とAhmed & Tekeda[1995]の研究を検討する。

Barth[1994]は、銀行の保有有価証券の時価評価額と当該銀行の株価（エクイティの時価）との関連性を水準モデルと変化率モデルを用いて検証した。分析対象はCompustat Bank Tapeに収録された1971年から1990年までの延べ1990銀行・年である。Barthのモデル1は水準モデルで、エクイティ時価に対する説明変数として有価証券時価のほかにエクイティ簿価と有価証券の簿価を加えたモデルである。分析結果、有価証券簿価を所与にしても、有価証券時価はエクイティ時価に対して有意な説明力を持つことが明らかになった（Barth

1994, 11)。

Barth のモデル 2 とモデル 3 は、変化率モデルで、エクイティ変化率を有価証券売却益と有価証券未実現利益で説明しようとするものである。モデル 3 は追加変数として有価証券売却益前の実現利益を加えているが、モデル 2 はその変化額を用いる点が異なる。モデル 2 とモデル 3 の推定結果は、パラメータ推定値は若干異なっているが、有価証券売却益のパラメータは負で、有価証券未実現利益のパラメータは、有意でないが正の値を持つことは共通している (Barth 1994, 13)。

Ahmed & Takeda [1995] は、Barth [1994] の有価証券未実現利益のパラメータ推定値が有意でないのは、推定誤差に起因するものでなく、むしろ推定モデルに問題があると指摘し、モデルの精緻化を図った。Ahmed & Takeda は、エクイティ時価の変化率を説明するために、有価証券売却益、有価証券未実現利益の変化額、および有価証券売却利益前の実現利益の変数以外に、増資、利率変化による純資産の変化額、および利益マネジメント変数を組み入れた変化率のモデルを提示した。152の銀行の1986年から1991年までの四半期データを用いて分析した結果、有価証券未実現利益の変化額と有価証券売却益は有意に正で、有価証券売却益による利益マネジメントは有意に負であった。

日本においても、1991年3月期から保有有価証券の時価情報のディスクロージャが求められてから、時価情報に関する研究が活発に行われるようになった。ここでは、桜井 [1992]、桜井・呉 [1995] および國村 [1994] の研究を検討する。

桜井 [1992] の研究は、有価証券の含み益 (未実現利益) 情報と株価の関連を分析するために、株式残差収益率を会計利益と有価証券の含み益で説明するモデル設け、1990年3月決算の銀行83社を対象に分析した。分析結果、会計利益のパラメータは有意に正であったが、予想に反して、含み益のパラメータは4つの推定モデルすべてにおいて、有意に負の値を示した (桜井 1992, 392)。

桜井・呉 [1995] の研究は、簿価情報と時価情報が株価に及ぼす影響を捉え

るために、サンプルを一般事業会社に拡大し、また、推定誤差を軽減するために、個別企業ベースの分析に加え、ポートフォリオによる分析も行った。分析対象サンプルは、東京証券取引所第 1 部上場の 1992 年 3 月から 1993 年 4 月までの間の決算企業、2040 社・年である。実証モデルは、株式残差収益率を被説明変数に、経常利益の変化分（簿価情報）と有価証券未実現利益の変化分（時価情報）をそれぞれ期首の総資産簿価で除してものを説明変数に用いる。実証結果は、簿価情報変数のパラメータは、4 つの推定モデルすべてにおいて有意に正であったが、含み益情報のパラメータは、3 つの推定モデルで有意ではないが負の値が得られた（桜井・呉 1995, 115）。

國村 [1994] の研究は、1994 年 3 月決算期の 21 の銀行を対象に、経常利益の変化率と有価証券含み益に不良債権貸出比率を加えて、これら変数が株価変化率に及ぼす影響を分析している。分析結果、含み益の変化率のパラメータは有意に正であった。一方、経常利益の変化率と不良貸出比率のパラメータは、予想どおり、それぞれ正と負であったが、有意ではなかった（國村 1994, 140）。

3. 仮説

本研究では、次の 2 つのメイン仮説をテストする。

仮説 1 a：保有有価証券の未実現利益とエクイティ時価との間には、正の関係が予想される。

仮説 1 b：保有有価証券の未実現利益の変化分とエクイティ時価の変化率との間には、正の関係が予想される。

仮説 2：有価証券売却損益による利益マネジメントとエクイティ時価の変化率との間には、負の関係が予想される。

保有する有価証券の未実現利益は、潜在的にキャッシュ・フローと会計利益を増加させる要因であるので、当該企業の株価と正の関係が予想される。仮説 1 a は水準モデルによる分析により、仮説 1 b は変化率モデルによる分析に

よって検証される。

仮説2は利益マネジメントに関するものである。実現利益が赤字であるとき、利益マネジメントを通じて、報告利益を増やすことがしばしば行われる。このような利益マネジメントは資本市場において負の評価を受けると思われる。

上記のメイン仮説のほかに、次の仮説3を設定する。増資によるエクイティの増加は、銀行の自己資本比率を増大させるとともに、リスクの軽減につながる。したがって、増資によりエクイティが増加した場合、当該株価は上昇すると予想される。

仮説3：増資によるエクイティの変化額とエクイティ時価の変化率の間には正の関係が予想される。

4. モデル

銀行のエクイティの t 期の時価（市場価格）は、Ahmed & Takeda[1995] に従い、次のように表すことができる。

$$MVE_t = MVI_t + MVONA_t + MVOBS_t \quad (1)$$

ここで、 MVE はエクイティの時価、 MVI は有価証券の時価、 $MVONA$ は有価証券以外のオンバランス純資産の時価、 $MVOBS$ はオフバランス純資産の時価である。

銀行エクイティの変化分 (ΔMVE) は、(1)式の右辺の項目の変化分の合計として、次式のようになる。

$$\Delta MVE_t = \Delta MVI_t + \Delta MVONA_t + \Delta MVOBS_t \quad (2)$$

有価証券の時価と簿価の差が有価証券の未実現損益であるので、有価証券時価 (MVI) とその変化分 (ΔMVI) は次のように表すことができる。

$$MVI_t = BVI_t + URGL_t$$

$$\Delta MVI_t = \Delta BVI_t + \Delta URGL_t \quad (3)$$

ここで、 BVI は有価証券の簿価、 $URGL$ は有価証券の未実現損益である。

一方、 t 期の有価証券の簿価は、 $t-1$ 期末の有価証券の簿価に t 期の新規購入額を加え、 t 期に売却された有価証券簿価を引いた額である。

$$BVI_t = BVI_{t-1} + PURCH_t - BVSAL_t$$

ここで、 $PURCH$ は有価証券の新規購入額、 $BVSAL$ は売却された有価証券の簿価である。したがって、 t 期の有価証券簿価の変化分 (ΔBVI) は、

$$\Delta BVI_t = PURCH_t - BVSAL_t \quad (4)$$

となる。この(4)式を(3)式に代入して、 t 期に売却された有価証券時価 ($MVSAL$) を加減すると次式を得る。

$$\Delta MVI_t = \Delta URGL_t + PURCH_t - BVSAL_t$$

$$\Delta MVI_t = \Delta URGL_t + (MVSAL_t - BVSAL_t) - (MVSAL_t - PURCH_t)$$

ここで、 $MVSAL$ は売却された有価証券の時価である。

売却された有価証券の時価 ($MVSAL$) と簿価 ($BVSAL$) の差は有価証券売却損益 (SGL) であり、売却された有価証券時価 ($MVSAL$) と新規購入額 ($PURCH$) の差は有価証券売買によるキャッシュ・フロー ($\Delta CASH$) であるので、有価証券時価の変化分は、次のようになる。

$$\Delta MVI_t = \Delta URGL_t + SGL_t - \Delta CASH_t \quad (5)$$

ここで、 SGL は有価証券売却損益 ($= MVSAL - BVSAL$)、 $\Delta CASH$ は $MVSAL$ と $PURCH$ の差によるキャッシュフローである。

銀行の有価証券以外の資産と負債は将来キャッシュインフローとアウトフローを生じる。将来の $t+k$ 期のキャッシュフロー、 CF_{t+k} は、 k 期満期のゼロクーポン債券とみなすと、 t 期の有価証券以外の純資産は将来キャッシュフローの現在価値の合計と表すことができる (Ahmed & Takeda 1995, 211)。 $t+k$ 期の利率を r_{t+k} とすると、

$$MVONA_t = \sum_{k=1}^T PV_t(CF_{t+k}) = \sum_{k=1}^T \left[CF_{t+k} / \prod_{i=1}^k (1+r_{t+i}) \right]$$

となり、有価証券以外の純資産の変化額は次のようになる。

$$\begin{aligned}
\Delta MVONA_t &= \sum_{k=1}^T PV_t(CF_{t+k}) - \sum_{k=1}^T PV_{t-1}(CF_{t+k}) \\
&= \sum_{k=1}^T \left[CF_{t+k} / \prod_{i=1}^k (1+r_{t+i}) \right] - \sum_{k=1}^T \left[CF_{t+k} / \prod_{i=0}^k (1+r_{t+i}) \right] \\
&= (1+r_t) \sum_{k=1}^T \left[CF_{t+k} / \prod_{i=0}^k (1+r_{t+i}) \right] - \sum_{k=1}^T \left[CF_{t+k} / \prod_{i=0}^k (1+r_{t+i}) \right] \\
&= r_t \sum_{k=1}^T \left[CF_{t+k} / \prod_{i=0}^k (1+r_{t+i}) \right] \\
\Delta MVONA_t &= r_t \sum_{k=1}^T PV_{t-1}(CF_{t+k}) \tag{6}
\end{aligned}$$

これは、 t 期の有価証券以外のオンバランスシート純資産の変化分が $t-1$ 期の有価証券以外のオンバランス純資産を t 期の利率 r_t で運用して獲得した利益と解することができる。

以上の結果を(2)式に代入すると、銀行のエクイティの t 期の変化分は次式のように表すことができる。

$$\begin{aligned}
\Delta MVE_t &= \Delta URGL_t + SGL_t - \Delta CASH_t + r_t \sum PV_{t-1}(CF_{t+k}) \\
&\quad + \Delta MVOBS_t \tag{7}
\end{aligned}$$

本研究の実証分析では、オフバランス項目の分析は省き⁽¹⁾、次のような実証モデル——Ahmed & Takeda モデル⁽²⁾を修正したもの——を構築する。

$$\begin{aligned}
\Delta MVE/MVE &= \beta_0 + \beta_1 EBSGL/MVE + \beta_2 SGL/MVE + \beta_3 \Delta URGL/MVE \\
&\quad + \beta_4 \Delta CASH/MVE + \beta_5 EQINV/MVE + \beta_6 EM \times SGL/MVE \tag{8}
\end{aligned}$$

ここで、 $EBSGL$ は有価証券売却損益前の利益で、 $r_t \sum PV_{t-1}(CF_{t+k})$ の代理変数である。また、 $EQINV$ は増資によるエクイティの変化を表す代理変数であり、 $EM \times SGL$ は有価証券売却損益による利益マネジメントを表す変数である。

上記の実証モデルと対比するために、次のような Barth モデル[1994, 6-7]を併せて分析する⁽³⁾。

$$MVE = \beta_0 + \beta_1 BVE + \beta_2 BVI + \beta_3 URGL \tag{9}$$

$$\begin{aligned}
\Delta MVE/MVE &= \beta_0 + \beta_1 \Delta EBSGL/MVE + \beta_2 SGL/MVE \\
&\quad + \beta_3 URGL/MVE \tag{9}
\end{aligned}$$

5. データ

本研究での分析対象は、上場銀行のうち1997年3月現在の BIS 規制をうける銀行に限定した。分析期間は、有価証券の時価情報が開示された1990年3月決算から1997年3月決算までにした。分析対象サンプル構成は表1で示されるように、都市銀行10社×8年、長期信用銀行3社×8年、信託銀行7社×8年、および地方銀行61社×8年の合計81社×8年=648社・年である⁽⁴⁾。

分析対象サンプルの会計変数は、日経 NEEDS-MT 財務データ「銀行本決算情報」ファイルから、また、株価データは NEEDS-MT「株価データ」ファイルから収集した。株価収益率は、権利落ちと配当落ちを修正して求めた。

各変数の平均、標準偏差などの記述統計と相関係数は表2で示している。平均的にみると、銀行エクイティ時価 (*MVE*) は簿価 (*BVE*) の2倍を超えており、保有有価証券の未実現利益 (*URGL*) はエクイティ簿価の約78%に達することがわかる。

相関係数のうち、とくに、*EBSGL/MVE* と *SGL/MVE* とは負の相関がかなり高い(-0.766)。有価証券売却損益前の当期利益と有価証券売却損益の間に

表1 分析対象サンプル数

年度	都市銀行	長期信用銀行	信託銀行	地方銀行	合計
1990	10	3	7	61	81
1991	10	3	7	61	81
1992	10	3	7	61	81
1993	10	3	7	61	81
1994	10	3	7	61	81
1995	10	3	7	61	81
1996	10	3	7	61	81
1997	10	3	7	61	81
合計	80	24	56	486	648

表2 各変数の記述統計量と相関係数

パネルA						
変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値		
MVE	995.70	535.48	149.00	4380.00		
BVE	473.28	143.33	57.29	1224.00		
BVEBI	-1731.00	693.91	-5932.00	-208.66		
BVI	2204.00	774.96	404.13	6839.00		
URGL	370.62	275.08	-238.58	2283.00		
相 関 係 数						
変数名	MVE	BVE	BVEBI	BVI	URGL	
MVE	1.000					
BVE	0.452	1.000				
BVEBI	-0.222	-0.495	1.000			
BVI	0.282	0.628	-0.987	1.000		
URGL	0.657	0.259	-0.345	0.357	1.000	
パネルB						
変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値		
Δ MVE/MVE	-0.0467	0.2347	-0.6086	1.2270		
EBSGL/MVE	0.0211	0.0805	-0.5040	0.1712		
SGL/MVE	0.0161	0.0458	-0.1201	0.4318		
Δ URGL/MVE	0.3656	0.2037	-0.1716	1.0959		
Δ CASH/MVE	-0.0530	0.2635	-2.0477	1.1872		
EQINV/MVE	0.0123	0.0365	-0.0081	0.6006		
相 関 係 数						
変数名	Δ MVE/MVE	EBSGL/MVE	SGL/MVE	Δ URGL/MVE	Δ CASH/MVE	EQINV/MVE
Δ MVE/MVE	1.000					
EBSGL/MVE	0.015	1.000				
SGL/MVE	0.044	-0.766	1.000			
Δ URGL/MVE	0.460	-0.077	0.033	1.000		
Δ CASH/MVE	-0.108	-0.282	0.168	0.054	1.000	
EQINV/MVE	-0.014	-0.119	-0.038	-0.130	-0.166	1.000

高い負の相関があることは、有価証券売却損益を加える前の当期利益が負の場合、有価証券の売却益を計上する、いわゆる「益出し」が行われていることを示唆するものである。本研究のサンプルのうち、有価証券売却損益前の当期利益が負の銀行は131社・年で、そのうち有価証券売却益を計上したのは128社・年(97.7%)である⁽⁵⁾。

6. 分析結果

本研究に用いるデータは81社×8年のパネルデータであるので、パネル分析(panel analysis)を行った⁽⁶⁾。とくに、パラメータ推定において、固定効果(fixed effect)モデルと変量効果(random effect)モデルを用いた。また、比較のために、通常の回帰(OLS)による結合(pooled)モデルによる推定も行った。この3つのモデルは、説明変数のパラメータの推定値がすべての銀行で同じであると仮定する点では共通しているが、定数項に対する仮定がそれぞれ異なる⁽⁷⁾。結合モデルは説明変数とともに定数項もすべての銀行で同じであると仮定する。固定効果モデルは定数項が各銀行ごとに異なると仮定しているが、変量効果モデルは定数項を確率変数として扱う。

表3は、Barthモデル1による分析の結果である。A欄は、81社×8年のパネルデータをプールし、通常の重回帰分析(OLS)した、結合モデルの結果を示している。有価証券の簿価(BVI)の推定係数は有意の負の値(-0.139 , $t=-5.65$, $P<0.001$)を、未実現損益(URGL)は有意に正の値(1.208 , $t=21.66$, $P<0.001$)を示している。エクイティの簿価(BVE)は有意な値を示している(1.559 , $t=21.66$, $P<0.001$)。これらの推定結果はBarthの結果[1994,11]と類似している。

また、自由度修正済み決定係数(Adj. R-squared)は0.537である。一方、残差項の不均一分散テストの値(LM=128.76)は0.01%水準で有意であり、Durbin-Watson比(DW=0.313)も有意である。

B欄は、固定効果モデルによる推定結果を示している。有価証券の簿価(BVI)の推定係数は0.046で、有意ではない($t=1.37, P=0.168$)が、未実現損益(URGL)は有意に正の値を示している($1.123, t=28.10, P<0.001$)。エクイティ簿価(BVE)が負である($-0.413, t=-2.44, P=0.015$)ことは、Barth[1994,11]の結果と異なる。

自由度修正済み決定係数は0.860であり、残差項には、分散の均一性($LM=107.18, P<0.001$)と系列相関が存在する($DW=1.105$)。また、Fテストの結果($F(80,564)=19.59, P<0.001$)から、結合モデルと固定効果モデルの推定量の同等性は棄却され、両モデルのパラメータの推定値は、有意に異なることがわかる。

変量効果モデルによる推定結果はC欄に示されている。未実現損益の推定係数は正の有意な値を示している($1.132, t=28.83, P<0.001$)。有価証券簿価の推定係数は正であるが有意ではない($0.025, t=0.87, P<0.381$)。自由度修正済み決定係数は0.441であり、残差項には、分散の均一性($LM=58.55, P<0.001$)と系列相関が存在する($DW=0.239$)。また、Hausmanの χ^2 テストの結果($\chi^2(3)=40.83, P<0.001$)から、変量モデルは棄却される。

これら3つのモデルの分析結果から、有価証券の未実現損益(含み損益)は、銀行のエクイティの有意な説明変数であり、有価証券の時価情報(有価証券の簿価に未実現損益を加えたもの)はエクイティ時価を説明するのに有用であることが確認できた。

しかし、3つの推定モデルのすべてにおいて、残差項は分散が不均一で、系列相関が存在する。また、定数項も有意であり、パラメータの推定において省略された変数(omitted variables)の影響を受ける可能性がある。上記3つの推定モデルにおいて、URGLのパラメータは類似した推定結果を示しているが、BVEとBVIの推定値はモデルによってかなり異なる。

表4は、Barthモデル2の推定結果である。この推定モデルは、銀行エクイ

表 3 モデル 1 の推定結果

$MVE = \beta_0 + \beta_1 BVE + \beta_2 BVI + \beta_3 URGL$				
A: Pooled Estimation				
変数	推定係数	標準誤差	t-統計量	P-値
定数項	116.265	51.506	2.25	[.024]
BVE	1.559	0.128	12.13	[.000]
BVI	-0.139	0.024	-5.65	[.000]
URGL	1.208	0.055	21.66	[.000]
Adj. R-squared = 0.537 LM het. test = 128.769 [.000] Durbin-Watson = 0.313 [.000, .000]				
B: Fixed-effects Estimation				
変数	推定係数	標準誤差	t-統計量	P-値
BVE	-0.413	0.168	-2.44	[.015]
BVI	0.046	0.033	1.37	[.168]
URGL	1.123	0.039	28.10	[.000]
Adj. R-squared = 0.860 LM het. Test = 107.186 [.000] Durbin-Watson = 1.105 [.000, .000] F test of A, B=A _i , B: F(80,564) = 19.5, P-value = [.000]				
C: Random-effects Estimation				
変数	推定係数	標準誤差	t-統計量	P-値
定数項	487.668	80.961	6.02	[.000]
BVE	0.066	0.149	0.44	[.658]
BVI	0.025	0.029	0.87	[.381]
URGL	1.132	0.039	28.83	[.000]
Adj. R-squared = 0.441 LM het. Test = 58.555 [.000] Durbin-Watson = 0.239 [.000, .000] Hausman test of H ₀ :RE vs. FE: $\chi^2(3) = 40.83$, P-value = [.000]				

表4 モデル2の推定結果

$\Delta MVE/MVE = \beta_0 + \beta_1 \Delta EBSGL/MVE + \beta_2 SGL/MVE + \beta_3 URGL/MVE$				
A: Pooled Estimation				
変数	推定係数	標準誤差	t-統計量	P-値
定数項	-0.181	0.018	-10.08	[.000]
$\Delta EBSGL/MVE$	-0.680	0.126	-5.41	[.000]
SGL/MVE	-0.425	0.210	-2.02	[.043]
$URGL/MVE$	0.379	0.042	8.95	[.000]
Adj. R-squared = 0.177 LM het. test = 5.691 [.017] Durbin-Watson = 2.126 [.934, .961]				
B: Fixed-effects Estimation				
変数	推定係数	標準誤差	t-統計量	P-値
$\Delta EBSGL/MVE$	-0.211	0.131	-1.61	[.107]
SGL/MVE	0.386	0.250	1.54	[.123]
$URGL/MVE$	0.888	0.065	13.63	[.000]
Adj. R-squared = 0.242 LM het. test = 0.105 [.745] Durbin-Watson = 2.117 [.917, .949] F test of A, B=A ₁ , B: F(80,564) = 1.69, P-value = [.001]				
C: Random-effects Estimation				
変数	推定係数	標準誤差	t-統計量	P-値
定数項	-0.223	0.020	-10.90	[.000]
$\Delta EBSGL/MVE$	-0.574	0.123	-4.65	[.000]
SGL/MVE	-0.212	0.217	-0.97	[.329]
$URGL/MVE$	0.486	0.047	10.35	[.000]
Adj. R-squared = 0.173 LM het test = 2.837 [.092] Durbin-Watson = 1.990 [.400, .500] Hausman test of H ₀ :RE vs. FE: $\chi^2(3) = 87.93$, P-value = [.000]				

ティの変化率 ($\Delta MVE/MVE$) に対して、有価証券売却損益前利益の変化額 ($\Delta EBSGL/MVE$)、有価証券売却損益 (SGL/MVE)、および未実現損益 ($URGL/MVE$) の影響度を分析するものである。

A 欄は、結合モデルの推定結果である。有価証券未実現損益 ($URGL/MVE$) の推定係数は正の有意な値 ($0.379, t=8.95, P<0.001$) をもつ。有価証券売却損益 (SGL/MVE) の推定係数は、5%の水準で有意な負の値 ($-0.425, t=2.02, P=0.043$) を示す。これは、同じ負の推定係数が得られた Barth の結果 ($-1.16, t=0.55$) と一致する。しかし、予想に反し、有価証券売却損益前の純利益の変化 ($\Delta EBSGL/MVE$) は負の値 ($-0.680, t=-5.41, P<0.000$) を示している。

自由度修正済み決定係数は0.177である。残差項の分散不均一性 ($LM=5.691, P=0.017$) は存在するが、1次の系列相関 ($DW=2.13$) は認められない。

B 欄は、パネルデータの固定効果モデルによる推定結果を示す。有価証券未実現損益の推定係数は、予想どおり、有意に正の値 ($0.888, t=13.63, P<0.001$) が得られた。有価証券売却損益の推定係数は、有意ではないにせよ、結合モデルの結果と反対の結果が得られた ($0.386, t=1.54, P=0.123$)。

自由度修正済み決定係数は0.242であり、残差項の分散不均一性 ($LM=0.105, P=0.745$) や1次の系列相関は認められない ($DW=2.12$)。また、結合モデルによる係数の推定値と固定効果モデルの推定係数は、有意に異なる ($F(80, 564)=1.69, P=0.001$)。

C 欄は、変量効果モデルのパラメータ推定結果である。有価証券未実現損益の推定係数は、予想どおり、有意に正の値 ($0.486, t=10.35, P<0.001$) が得られた。有価証券売却損益の推定係数は、有意ではないが、負の値が得られた ($-0.212, t=-0.97, P=0.329$)。

自由度修正済み決定係数は0.173であり、残差項の分散不均一性 ($LM=2.837, P=0.092$) と系列相関 ($DW=1.99$) は存在しない。また、変量効果モ

表5 モデル3の推定結果

$\Delta MVE/MVE = \beta_0 + \beta_1 EBSGL/MVE + \beta_2 SGL/MVE + \beta_3 \Delta URGL/MVE$ $+ \beta_4 \Delta CASH/MVE + \beta_5 EQINV/MVE + \beta_6 EM \times SGL/MVE$				
A: Pooled Estimation				
変数	推定係数	標準誤差	t-統計量	P-値
定数項	-0.037	0.012	-3.11	[.002]
<i>EBSGL/MVE</i>	0.429	0.171	2.50	[.012]
<i>SGL/MVE</i>	1.380	0.477	2.89	[.004]
<i>ΔURGL/MVE</i>	0.775	0.057	13.54	[.000]
<i>ΔCASH/MVE</i>	-0.094	0.032	-2.85	[.004]
<i>EQINV/MVE</i>	0.339	0.236	1.43	[.152]
<i>EM × SGL/MVE</i>	-0.648	0.497	-1.30	[.193]
Adj. R-squared = 0.237				
LM het. Test = 0.186 [.666]				
Durbin-Watson = 2.150 [.954, .986]				
B: Fixed-effects Estimation				
変数	推定係数	標準誤差	t-統計量	P-値
<i>EBSGL/MVE</i>	0.469	0.208	2.25	[.025]
<i>SGL/MVE</i>	1.263	0.546	2.30	[.021]
<i>ΔURGL/MVE</i>	0.797	0.064	12.27	[.000]
<i>ΔCASH/MVE</i>	-0.096	0.036	-2.61	[.009]
<i>EQINV/MVE</i>	0.446	0.263	1.69	[.091]
<i>EM × SGL/MVE</i>	-0.395	0.583	-0.67	[.498]
Adj. R-squared = 0.163				
LM het. test = 1.382 [.240]				
Durbin-Watson = 2.234 [.997, .999]				
F test of A,B=A ₁ , B: F(80,561) = 0.29, P-value = [1.000]				
C: Random-effects Estimation				
変数	推定係数	標準誤差	t-統計量	P-値
定数項	-0.038	0.012	-3.00	[.003]
<i>EBSGL/MVE</i>	0.437	0.171	2.54	[.011]
<i>SGL/MVE</i>	1.356	0.474	2.85	[.004]
<i>ΔURGL/MVE</i>	0.780	0.056	13.80	[.000]
<i>ΔCASH/MVE</i>	-0.094	0.032	-2.90	[.004]
<i>EQINV/MVE</i>	0.363	0.233	1.55	[.120]
<i>EM × SGL/MVE</i>	-0.595	0.497	-1.19	[.231]
Adj. R-squared = 0.237				
LM het. Test = 0.180 [.671]				
Durbin-Watson = 2.149 [.952, .985]				
Hausman test of H ₀ : RE vs. FE: $\chi^2(6) = 1.28$, P-value = [.972]				

デルは棄却される ($\chi^2(3)=87.93, P<0.001$)。

以上の3つのモデルによる分析結果、有価証券の未実現損益(含み損益)情報は、銀行エクイティの変化率を有意に説明する変数であることが明らかになった。しかし、有価証券売却損益については、推定モデルにより符号が異なり、有意でない場合も多い。また、予想に反し、有価証券売却損益前利益の変化額のパラメータ推定値は3つのモデルすべてにおいて有意な負の値が得られた。したがって、分析モデルをさらに洗練化する必要があると思われる⁽⁸⁾。

表5は、修正 Ahmed & Takeda モデルのパラメータ推定結果を示している。A欄は通常の回帰分析による結合モデルの結果であり、B欄は固定効果モデルの推定結果、C欄は変量効果モデルの推定結果を示している。この3つの推定モデルによるパラメータ推定値は、かなり類似しているし、符号もそれぞれ同じである。いずれのモデルにおいても、残差分散の不均一性は存在しないが、固定効果モデルの場合、1次の系列相関が存在する($DW=2.234$)。

有価証券未実現利益の変化($\Delta URGL/MVE$)のパラメータは、3つのモデルにおいて、それぞれ、 $0.775(t=13.54, P<0.001)$ 、 $0.797(t=12.27, P<0.001)$ 、 $0.780(t=13.80, P<0.001)$ であり、有意に正であった。有価証券売却益前利益($EBSGL/MVE$)は、それぞれ、 $0.429(t=2.50, P=0.012)$ 、 $0.469(t=2.25, P=0.025)$ 、 $0.437(t=2.54, P=0.011)$ で、固定効果モデルによる推定値が他に比べて約10%程度大きい値になっているが、すべて5%水準で有意であった。

有価証券売却損益(SGL/MVE)のパラメータは、それぞれ、 $1.380(t=2.89, P=0.004)$ 、 $1.263(t=2.30, P=0.021)$ 、 $1.356(t=2.85, P=0.004)$ で、有意に正であった。有価証券売却益による利益マネジメント($EM \times SGL/MVE$)は、それぞれ、 $-0.648(t=-1.30, P=0.193)$ 、 $-0.395(t=-0.67, P=0.498)$ 、 $-0.595(t=-1.19, P=0.231)$ で、有意ではなかったが、予想どおり負の値が得られた。

増資によるエクイティの変化 ($EQINV/MVE$) のパラメータは、有意ではないが、それぞれ、 $0.339(t=1.43, =0.152)$, $0.446(t=1.69, P=0.091)$, $0.363(t=1.55, P=0.120)$ で、予想どおりの正の値であった。有価証券売却によるキャッシュ・フロー捻出 ($\Delta CASH/MVE$) に対しては、それぞれ、 $-0.094(t=-2.85, P=0.004)$, $-0.096(t=-2.61, P=0.009)$, $-0.094(t=-2.90, P=0.004)$ と、有意に負の値が得られた。

以上のモデル3の分析結果、有価証券未実現利益の変化分がエクイティ時価の変化率を有意に説明することから、有価証券の時価評価情報は、株価形成に有意に影響するという意味で、有用であることが確認できた。

一方、有価証券売却益による利益マネジメントは負の評価が与えられるが、有意ではない。したがって、仮説2を支持することはできなかった。増資によるエクイティの変化は、株価に有意な正の効果を与えることが確認できたが、たかだか10%水準でしか有意ではない。したがって、仮説3を支持することにはいたらなかった。

7. 要約と今後の課題

本研究は、時価情報の有用性を明らかにするために、銀行の保有有価証券の時価情報（未実現利益）を取上げ、銀行の株価との関連性を分析した。分析モデルとしては、Barth モデルと修正 Ahmed & Takeda モデルを用いた。分析対象がパネルデータ（81社×8年）であるため、パネル分析を行った。モデルの推定は、結合 (pooled) モデル、固定効果 (fixed effect) モデル、および変量効果 (random effect) モデルによって行った。

仮説1a 「保有有価証券の未実現利益とエクイティ時価との間には、正の関係が予想される」は、Barth モデル1とBarthモデル2の分析結果、支持された。仮説1b 「保有有価証券の未実現利益の変化分とエクイティ時価の変化率との間には、正の関係が予想される」は、修正 Ahmed &

Takeda モデルの分析結果、支持された。

仮説 2 「有価証券売却損益による利益マネジメントとエクイティ時価の変化率との間には、負の関係が予想される」については、修正 Ahmed & Takeda モデルの分析結果、負の関係は確認できたが有意ではなかった。

仮説 3 「増資によるエクイティの変化額とエクイティ時価の変化率の間には正の関係が予想される」も、修正 Ahmed & Takeda モデルの分析結果、正の関係は確認できたが有意ではなかった。

本研究では、いくつかの解決すべき問題を残している。本研究では、分析対象を BIS 規制対象の銀行に限定している。体力の弱い銀行ほど保有有価証券の「含み損益」の操作による利益マネジメントのインセンティブが高いと予想される。分析対象を全銀行に拡大することにより、より示唆に富む結果が期待できよう。

銀行の業績は金利の変動に大きく影響をうける。金利の変動の影響を組み込んだモデルによる実証分析が必要である。また、この研究では分析の対象外にしたオフバランス項目を組み入れたモデルによる分析が望まれよう。

また、最近の銀行に対する資本注入や、保有有価証券の評価における低価法から原価法への変更の効果の分析も残された課題である。

付記

本稿は、早稲田大学特定課題研究助成費 (97A-297) による研究成果の一部である。

注(1) オフバランス資産と負債については、今回は分析対象から除外した。オフバランス項目のうちデリバティブについては、1997年3月期決算から、原資産の5つの種類（通貨、金利、株式、債券、および商品）別に、その契約額、時価および評価損益を財務諸表に注記することになっている。

(2) Ahmed & Takeda モデルは、 $\Delta CASH$ をゼロと仮定しモデルから省き、その他のオンバランス純資産の金利変動による影響を表す代理変数 ($LTGAP \times \Delta$) を加えている。

- (3) Barth モデル 1 のもとの式は、次のとおりである [Barth 1994, 6]。

$$MVE = \alpha_0 + \alpha_1 BVEBI + \alpha_2 BVI + \alpha_3 MVI + u$$

ここで、 $BVEBI = BVE - BVI$ 、 $MVI = BVI + URGL$ である。このモデルで、 $BVEBI$ と BVI との間、および BVI と MVI の間には高い相関が予想されるので、本研究では、次のように修正したモデルで推定することにした。

$$\begin{aligned} MVE &= \alpha_0 + \alpha_1 (BVE - BVI) + \alpha_2 BVI + \alpha_3 (BVI + URGL) + u \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 BVE + (\alpha_2 + \alpha_3 - \alpha_1) BVI + \alpha_3 URGL + u \end{aligned}$$

したがって、本研究での推定モデルのパラメータと Barth モデルのパラメータとは、 $\beta_1 = \alpha_1$ 、 $\beta_2 = \alpha_2 + \alpha_3 - \alpha_1$ 、 $\beta_3 = \alpha_3$ の関係がある。

- (4) 本研究のサンプルには、破綻前の北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行、および日本債券信用銀行が含まれている。
- (5) 有価証券売却損益前の純損益 (EBSGL) と有価証券売却損益 (SGL) のクロス集計は、次のとおりである。

表 6 クロス集計

		EBSGL		合 計
		-	+	
SGL	-	3	260	263
	+	128	257	385
合 計		131	517	648

- (6) パネル分析の詳細については、Hsiao [1986]、Matyas and Sevestre [1996] を参照されたい。また、本研究のパネル分析には、TSP (Time Series Processor) を使用した。
- (7) 分析対象が 1 つの業種 (銀行業) であるので、説明変数は銀行業全体の共通要因を表し、定数項が各銀行個別の要因を表すと解することができる。
- (8) Barth は、モデル 1 との連関性から、モデル 2 の有価証券売却損益前利益の変化 ($\Delta EBSGL$) のかわりに有価証券売却損益前利益 (EBSGL) を入れたモデルについても推定している (Barth 1994, 13)。

[参考文献]

- 國村道雄. 1994. 「有価証券含み益と銀行株価の関係について——覚書」『オイコノミカ』31(1): 133-141.
- 國村道雄, 加藤千雄, 吉田 靖. 1997. 「発生項目を用いた銀行利益管理の分析方法」『産業経理』56(4):32-37.
- 古賀智敏. 1996. 「デリバティブ情報の開示——時価情報をめぐる課題」『企業会計』48(1):65-71.
- 桜井久勝. 1992. 「銀行保有証券の時価情報と株価」『企業会計』44(3):387-394.
- 桜井久勝, 呉 徳林. 1995. 「有価証券の時価評価額と株価形成」『会計』148(1):107-117.
- 鈴木一水. 1994. 「有価証券時価情報開示制度導入に対する会計行動上の対応」『国民経済雑誌』170(5):25-43.
- 須田一幸. 1991. 「有価証券時価情報開示と代替的情報源」『会計』139(6):791-806.

- 須田一幸, 宮下洋. 1992. 「適時開示された含み損情報の有用性」『会計』141(6):9-27.
- 吉田康英. 1997. 「銀行のトレーディングに係る時価会計制度の導入について」『COFRIジャーナル』27:64-79.
- 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* 20: 207-225.
- Barth, M. 1994. Fair value accounting: Evidence from investment securities and the market valuation of banks. *The Accounting Review* 69(1):1-25.
- Barth, M., W. H. Beaver, and M. A. Wolfson. 1990. Components of bank earnings and the structure of banks share prices. *Financial Analysts Journal* 46(3):53-60.
- Hsiao, C. 1986. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press
- Matyas, L. and P. Sevestre (eds). 1996. *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*. 2nd Rev. ed. Kluwer Academic Publishers.
- Petroni, K. R. and J. M. Wahlen. 1995. Fair value of equity and debt securities and share prices of property-liability insurers. *Journal of Risk and Insurance* 62(4):719-737.
- Scholes, M. S., G. P. Wilson, and M. A. Wolfson. 1990. Tax planning, regulatory capital planning, and financial reporting strategy for commercial banks. *The Review of Financial Studies* 3: 620-62.
- Warfields, T. D., and T. J. Linsmeier. 1992. Tax planning, earnings management, and the differential information content of bank earnings components. *The Accounting Review* 67(3):546-62.