

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

**銀行の上場株式・土地に係る
会計処理方法変更の株価への影響**

宮田 慶一、近 暁

Discussion Paper No. 99-J-14

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES
BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 東京中央郵便局私書箱 30 号

備考： 日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

銀行の上場株式・土地に係る会計処理方法変更の株価への影響*

宮田 慶一、近 暁*

要 旨

これまでわが国においては、会計処理方法の変更が投資家および市場に対して如何なる影響を与えるかについて主として規範的観点からの議論が行われ、統計的な手法に基づいた実証的な視点からの検討はさほど盛んには行われてこなかった。しかしながら、こうした会計処理方法変更の評価についての実証的な検討は諸外国では盛んであり、わが国においても、実証的観点からの検討を積極的に行っていくことは有用であると思われる。

そこで本稿では、97年末から98年初に実施された2つの会計処理方法の変更が銀行の株価に如何なる影響を与えたかを題材として実証分析を行った。実証に当たっては、単純な配当割引モデルをベースとしたが、銀行の株価をパネルデータとして使用しているため、個別行特有の要因やマクロの構造変化の取扱い方に関しては厳密な統計的テストが行われている。

結果としては、いずれの会計処理方法の変更についても、投資家は見かけ上の報告方式の変更には左右されないという「無効果仮説」が支持された。すなわち、97年度については注記に記載された上場株式の含み損は統計的に有意な説明力を持つことが判明した。また、土地に関しても、再評価差額金の一部が自己資本比率規制上の自己資本に算入されたにもかかわらず、投資家はこうした情報にはほとんど反応していないとの結果が得られた。

本稿における実証結果の解釈にあたっては、データの限界、統計的手法の改善の必要性に留意する必要があるが、今後もこうした研究を進め、会計処理方法の変更について実証研究結果を蓄積し、議論の参考に供していくことが望まれよう。

キーワード：会計処理方法変更、将来キャッシュフロー、機械的反應仮説、無効果仮説、報告利益の連続性、上場株式の含み損、土地の再評価差額金

JEL classification: C23, G14, M41

*日本銀行金融研究所研究第2課 (E-mail: keiichi.miyata@boj.or.jp, satoru.chika@boj.or.jp)

* 本稿は、研究第2課の研究活動の過程で、宮田慶一、近 暁が共同で取り纏めたものである。本稿の作成に当たっては、大日方隆助教授（東京大学）北村行伸助教授（一橋大学）および東京大学で4月24日に開催された会計ワークショップの参加者から有益なコメントを頂戴した。もっとも、本稿にあり得べき誤りはすべて筆者に属することは言うまでもない。

目 次

1 . はじめに	1
2 . 関連分野での先行研究	2
(1) 会計処理方法変更の効果に関する実証研究	2
(2) 今次施策に関する実証研究	5
3 . 基本情報	6
(1) 施策の内容等	6
(2) サンプル	7
(3) 基本統計量	7
4 . 統計的解析手法	10
(1) プーリング推定法 (POOLING ESTIMATION)	10
(2) 固定効果推定法 (FIXED EFFECTS ESTIMATION)	10
5 . 上場株式の評価方法変更	11
(1) 仮説	11
(2) 経常利益と株価	11
(3) 上場株式の含み損の影響を組み込んだモデル	14
(4) 小括	16
6 . 土地の再評価差額計上の効果	17
(1) 仮説	17
(2) 土地の再評価差額金を組み込まないモデル	18
(3) 土地の再評価差額金を組み込んだモデル	19
(4) 小括	20
7 . おわりに	20
補論 . サンプルの分類による個別行効果の分析	22
(1) 実証結果	23
(2) 結論	25
【参考文献】	27

1. はじめに

近年わが国では、金融システム改革の一環として、企業会計制度の見直しが急速に進められている。こうした会計処理方法の変更は、しばしばこれを通じて実体経済に影響を与えることを企図して行われるが、従来わが国においては、会計制度の変更のもたらす影響について、実証的な観点からの検証はあまり行われてこなかった。しかしながら、会計処理方法の変更による会計数値の変動が投資家や市場にどのように受け止められ、株価形成にどういった影響を及ぼすのか、また、そもそも企業実態の変化を伴わず会計数値の変動のみをもたらす会計処理方法の変更は、その当初の目的に照らして意味があると言えるのか、といった問題はきわめて実証的な側面を有しており、実際米国などでも70年代以降実証的な研究を踏まえながら制度変更が検討されてきている。今後、わが国の会計学の分野でも、統計的手法の限界を踏まえつつ、実証的観点からの検討を積極的に行っていく必要がある。

こうした問題意識に基づき、本稿では、97年末から98年初にかけて行なわれた銀行の上場株式と土地の評価方法の変更を例にとり、実証分析を行っている。すなわち、政府・大蔵省は、97年末から98年初にかけて、貸し渋りおよび金融システム安定化対策の一環として、低価法での評価が義務づけられていた上場株式の評価方法を原価法と低価法の選択制とすること、事業用資産として保有する土地を97年度、98年度のいずれかにおいて時価評価し、その際に発生する評価差額を自己資本比率規制上の自己資本の補完的項目に算入することを認めること、の2点を発表・実施した¹。そこで本稿では、これら会計処理方法の変更が株式市場により如何に受け止められたか、との観点からこれら施策の効果を実証的に検証した。

本稿の分析手法は2つの特徴を有している。

第1の特徴は、配当割引モデルをベースに、会計情報を用いて会計処理方法変更の株価に及ぼす影響を検証している点である。通常、会計処理方法変更と株価との関係を検証する場合、市場の予期しない新しい情報の開示、すなわち会計処理方法変更の情報が、事前の市場期待と異なる株価変化率を説明するかどうかを確かめる event study が一般的であるが、この場合、株価と会計情報との長期的（構造的）関係が理論的に明確にされないといった問題がある。これに対して、本稿の枠組みにおける level study²では、新しい情報のもたらす限界

¹ 施策の詳細は3.(1)参照。

² 会計情報の株価形成に対する情報有用性を検証する場合、株価水準（level）を被説明変数に回帰分析を行うことが多く、このためこうした研究を総称して level study と呼ぶことが一般的である。しかしながら、株価水準が利用されるのは、株価水準の方が株価変化率（return）に比べ、情報がいつ株価に織込まれたかを気にする必要がないとの意味でメリットがあるためであり、株価水準

的な価値が分析されるわけではないものの、会計情報の株価形成に対する情報有用性、すなわち value relevance が配当割引モデルに基づく形で理論的に検証できるメリットがある³。

第2の特徴は、実証の方法である。本稿では、96年度と97年度の財務諸表データを用い、会計処理方法を変更した銀行をサンプルとしてパネルデータの回帰分析を実施しているが、両年度のデータを無差別なものとしてプーリングすべきか、時間ダミーを入れて異時点間の構造変化を考慮すべきか、クロスセクションのダミーを入れて個別行間の差違に配慮すべきか、といった点について厳密な統計テストを行った上で、分析の枠組みを決めている。このようなモデル選択テストは、これまでの会計学研究における実証分析では余り行われてこなかったものである。

以下では、まず2.で関連分野における先行研究をサーベイしたのち、3.で分析を行う前提としての基本情報を概観し、4.で実証分析の手法について解説する。5.では上場株式の評価方法変更、6.では土地の再評価差額金の計上、それぞれが株価に与えた影響に関する実証分析の結果を示し、最後に7.で分析結果のインプリケーションおよび今後の課題を指摘する。

2. 関連分野での先行研究

(1) 会計処理方法変更の効果に関する実証研究

本稿が検討対象とする上場株式や土地の評価方法変更に関する施策は、これを採用するか否かが各銀行の裁量に任されている。このように現行の会計制度のもとでは、公正妥当と認められる会計処理方法が複数存在し、企業の選択が容認されているケースが少なくない。その場合、会計処理方法を変更することで報告利益を操作することが可能となる。Watts and Zimmerman[1986]は、こうした行動がとられた場合の株価への影響について2つの仮説を述べている。一方は、投資家が会計処理方法変更による報告利益の変化に左右されてしまうと考える「機械的反応仮説 (mechanistic hypothesis)」であり、他方は、投資家が企業の自発的な会計処理方法変更が企業実態に何ら影響を及ぼさないことを見抜いており、こうした会計上の報告利益の変動に対して何ら株価は影響を受け

を使うこと自体がこうした研究の本質的な特徴ではない(換言すれば、株価変化率を被説明変数にしても会計情報の株価形成に対する情報有用性の検証は可能)。こうした混乱を避けるため、これら研究は value relevance study と呼ばれることもある。

³ 詳細は、斎藤[1999]を参照。

ないという「無効果仮説 (non-effect hypothesis)⁴」である。

こうした仮説を検証する目的で行われた先行研究の成果を総合すると、実質的なキャッシュフローの変動をもたらさない会計処理方法の変更によって報告利益が増加(減少)しても株価は上昇(下落)しない、との「無効果仮説」を支持する結論が出ている。具体的な研究結果については以下のとおりである。

イ．米国

Ball[1972]は、会計処理方法変更が株価に与える影響について、1947年から1960年までの197社による延べ267件の会計処理方法の変更事例全てを対象に調査を行った。すなわち、Ballは、何らかの会計処理方法の変更を実施した全企業を変更方法で区分せずにサンプルとし、株式の異常投資収益率 (abnormal return:以下、AR)⁵を利益公表月⁶前後について算定した。そしてそのサンプルのARを累積した累積異常投資収益率 (cumulative abnormal return:以下、CAR)を時系列でプロットしたが、利益公表月前後においてCARが0であることを棄却できず、「機械的反応仮説」を支持する結果は得られなかった。これは、同様の手法を用いて行われたKaplan and Roll[1972]、Baskin[1972]、Cassidy[1976]の結果とも一致しており、会計処理方法変更による見せ掛けの利益変動が市場によって見抜かれているとの「無効果仮説」を支持している。

またBallは上記の論文で、サンプルを会計処理方法毎にグルーピングした上で、変更先企業のCARを検証している。それによると、キャッシュフローの変動を伴わない種類の会計処理方法変更ではCARが0であることが棄却されない一方、法人税額に影響を与える種類の会計処理方法変更、すなわち実際にキャッシュフローの変動をもたらす変更については、利益公表月前12ヶ月間のCARが0とは有意に異なっている。この結果は、同じ会計処理方法変更であっても、それが実際のキャッシュフローに影響を与えるか否かによって株価への影響が異なるということを示している。

その後、Sunder[1973,1975]は、報告利益の変動を通じて法人税額に影響を与える棚卸資産の会計処理方法変更について、1946年から1966年の間に後入先

⁴ 無効果仮説は効率的市場仮説と整合的であり、これが支持されることは効率的市場仮説が成立する1つの証拠となり得る。

⁵ ある企業の株式収益率(個別銘柄の $t-1$ 期から t 期までの株価変化率)を被説明変数、市場収益率(株価インデックス等市場平均株価の $t-1$ 期から t 期までの変化率)を説明変数とする推定式から個別銘柄の市場収益率に対する感応度を測定した上で、この感応係数から理論的に計算される株式の期待投資収益率と実現投資収益率の差をとったもの。

⁶ 会計処理方法変更はそれを実施した年度の利益公表時において初めて明らかになることが多いので、そうした場合は利益公表時がevent発生時点とされる。

出法 (Last-in First-out inventory method : 以下、LIFO) に変更した 118 社をサンプルとして抽出し、CAR に及ぼす影響を検証した。結果としては、会計処理方法の変更を行った会計年度の最終月前 12 ヶ月間の CAR が有意な正の値となり、Ball[1972]における結果と同様に、キャッシュフローの変動をもたらす会計処理方法の変更が株価に対して影響を与えることが証明された。また、もし「機械的仮説」が妥当するのであれば、本来物価上昇期における LIFO への変更は売上原価の増加による報告利益の減少をもたらすため、CAR は負の値となるはずであるが、Sunder の研究ではこれが正となっており、同仮説への強力な反証となっている⁷。

さらに Biddle and Lindahl[1982]は、LIFO への変更を行った企業をサンプルとし、決算発表月前後の株価の CAR を被説明変数とし、会計処理方法変更の影響を調整した利益から計測した期待外利益⁸ (以下、調整期待外利益) と節税額を説明変数とした回帰式を推定し分析を行った。それによると、調整期待外利益の係数は有意な正の値となり、市場は表面上の報告利益の変動ではなく会計処理方法変更の影響を調整した利益を株価に反映させていることが示され、「無効果仮説」を示唆する結果となっている。また、調整期待外利益をコントロールしても、節税額の係数は有意な正の値となることも示された。

米国では、Biddle and Lindahl[1982]を最後に、会計処理方法変更の株価への影響を巡る実証研究はほとんどみられなくなった。これは、現在の米国会計基準では会計処理方法の選択・変更が認められる余地が小さいことによると考えられる。

ロ．日本

一方、わが国においては米国のように実証研究の蓄積は多くないが、米国での研究結果と同様に、会計処理方法変更による報告利益の変動によって株価は影響を受けないとの「無効果仮説」を概ね支持する結果が出ている。

石塚・河[1986]は、東京証券取引所第 1 部 (以下、東証 1 部) 上場企業のうち、1980 年から 1983 年に会計処理方法の変更を実施した全ての企業をサンプルに、変更年度の利益公表週前後における CAR を検証した。結果としては、利益を捻出したにもかかわらず利益が前年比減益となった企業は、非変更減益企

⁷ Abdel-Khalik and McKeown[1978]や Brown[1980]、Ricks[1982]も LIFO の影響について実証分析を行い、「機械的仮説」を支持するような結果が得られたとしているが、これについては Biddle and Ricks[1988]等により調査対象年度 (インフレーションの激しかった 1974 年) におけるサンプル抽出バイアスが強過ぎ、調査結果の信頼性が低いとの批判がなされているほか、前述の Ball[1972] や Sunder[1973,1975]のように法人税額への影響を考慮していないとの問題点もある。

⁸ 当期利益と前期利益の差額部分。

業一般のそれに比べて CAR のマイナス幅が大きく、逆に利益を圧縮したにもかかわらず利益が前年比増益となった企業は非変更増益企業に比べ CAR のプラス幅が大きかった。これらの結果は、他の条件を一定とすれば、会計処理方法を変更することを通じて減益幅を縮小（増益幅を圧縮）した企業の CAR が、非変更減益（増益）企業の CAR に比べ大きく（小さく）なっていないという意味において「機械化仮説」を棄却しているのみならず、逆に減益幅を縮小（増益幅を圧縮）した先の CAR の方が小さく（大きく）なっていることは、市場が会計処理方法変更の背後にある経営者の判断をも見抜いていることを示唆している。

また香村[1987]は、1966年から1984年における369件の減価償却方法の変更事例に基づき、変更年度の利益公表月前後の株価動向を分析した。その際、減価償却方法の変更以外の要因が株価に与えた影響を除去するため、対象非変更企業のうち、株価インデックスに対する個別企業の反応係数および期待外利益率の2つのファクターが近似するグループを選出してサンプルとした。結果としては、昭和40年代（1966～1974年）の事例については「無効果仮説」と整合的であったが、昭和50年代（1975～1984年）の事例について定率法への変更企業の株価が低下するという「機械的反応仮説」が支持されている。

さらに桜井[1991a]は、産業効果モデル⁹を用いて算出された減価償却方法の変更先企業の CAR を被説明変数とし、説明変数としては報告利益から計測した期待外利益と、注記情報を使い減価償却方法変更の影響を調整した利益から計測した期待外利益の2つを用いて分析を行った。結果としては、前者よりも後者の方が決定係数が高く、モデルの説明力が高かったことから、投資家が表面上の報告利益の変動には惑わされず、注記情報も勘案した上で行動している、としている。さらに後者の推定式に節税効果に関する変数も入れ分析を行ったところ、節税変数も株価に対して有意な影響を与えており、前述した Biddle and Lindahl[1982]の実証結果同様、キャッシュフローの変動をもたらす部分については株価が有意に反応するとの結果を得ている。

(2) 今次施策に関する実証研究

このテーマに関する実証として Daigo, Yonetani and Marumo[1998]は、上場株式の評価方法変更、土地の再評価差額の計上などにつき、こうした施策が発表された日に株価が反応したか否かを検証した。検証結果は、については有意な影響が検出できなかったが、については有意な正の反応がみられた、と結論づけている。この理由について、株式の評価方法変更は、これまで株式等

⁹ 市場全体の収益率のみならず当該企業が属する業種の別に株式収益率を勘案して期待収益率を推定するモデル。個別業種に関する特殊要因を除去することができる。

償却として経常利益に含まれる形で認識、報告されていたものが含み損として注記に落ちたに過ぎないのに対し、土地の再評価差額は、これまで開示されてこなかったものが時価情報として追加的に開示されたため、としている。

3．基本情報

(1) 施策の内容等

イ．上場株式の評価方法変更

従来金融機関は保有する上場株式については低価法での評価が義務づけられていたが、大蔵省が97年12月24日に公表した「いわゆる『貸し渋り』への対応について」の一環として決算経理基準が改正されたことで、97年度以降の決算期において低価法と原価法の選択が認められることとなった¹⁰。原価法への変更を実施した場合、それまで株式等償却として費用計上されていた上場株式の評価損は含み損情報として損益計算書の注記に記載されることになる。なお、一旦評価方法を原価法に変更した場合、継続性の原則に基づいて変更実施年度後も原価法を適用し続けることが求められる。

ロ．土地再評価の実施

98年3月31日に成立し公布、施行された「土地の再評価に関する法律」によって銀行や一般企業は、97年度、98年度のいずれかに1度だけ時価による土地の再評価を行うことができるとされた。同法によれば、一旦土地再評価を実施してもその後の洗替えはできないため、次年度以降は再評価後の簿価のまま据え置かれることとなる。再評価に用いる時価は、公示地価、基準地価、固定資産税評価額、路線価、鑑定評価額のいずれかを任意に選択できることとなっている。ただし、再評価の対象となる土地は、事業用土地（国内の土地で販売を目的として所有するもの以外のもの）とされており、全ての土地が再評価の対象となる訳ではない。

なお、再評価によって生じた再評価差額は収益計上されず、貸借対照表の負債の部に直接計上されるが、自己資本比率規制上は当該金額の45%を補完的自己資本項目（Tier ）に算入できる。

¹⁰ 短期売買目的のものは、評価損に含み益を通算するバスケット低価法を採用。ただし、銀行が保有する短期売買目的の株式は極めて少ない。

八．変更先・実施先

97 年度における会計処理方法の変更状況を業態別にみると、上場株式の評価方法を変更した先の比率が高い業態は、都銀・長期信用銀行・信託銀行（以下、都長信）、第二地方銀行協会加盟行（以下、地銀）、地方銀行（以下、地銀）の順となっており、中でも、地銀の比率が特に低くなっている。一方、土地再評価を実施した先の比率は3業態ともほぼ同じ水準となっている。

変更先・実施先の銀行数

	括弧内は全銀行数に占める比率			
	都長信	地銀	地銀	合計
銀行数	19	56	23	98
上場株式変更	16 (84.2)	10 (17.9)	15 (65.2)	41 (41.8)
土地再評価実施	11 (57.9)	30 (53.6)	13 (56.5)	54 (55.1)

(2) サンプル

本稿で用いられるデータは96年度、97年度における東証1部上場の都長信、地銀、地銀の株価データ、財務諸表データである。東証1部上場銀行は98行（平成10年6月30日現在）あるが、そのうち会計処理方法を変更した銀行は上場株式の評価について41行、土地再評価について54行である。株価データは日本経済新聞の株価欄から6月末の終値をとった。これは、銀行の年度決算が6月の株主総会において正式に承認・公表されるため、3月末ではなく、6月末の方が信頼性、網羅性の高い財務諸表データを反映して株価が形成されると考えたためである¹¹。年度の報告利益として損益計算書上の経常利益を用いるが、上場株式の含み損は注記情報から、また土地の再評価差額金は貸借対照表負債の部の再評価差額金からとった。全ての財務諸表データは「有価証券報告総覧」記載の数値となっている。

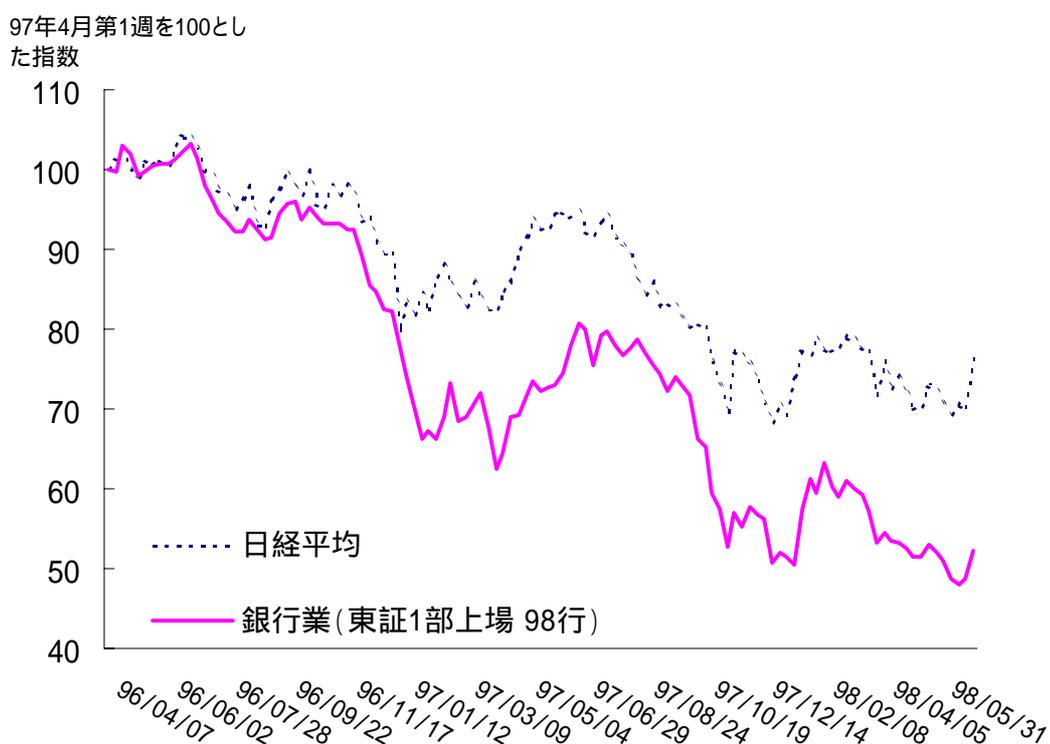
(3) 基本統計量

サンプル期間の株価動向をみると、ほぼ一貫して下降局面にある。特に三洋証券の会社更生法申請（97年11月3日）、北海道拓殖銀行の破綻（97年11月17

¹¹経常利益の数値は5月末に公表される決算短信によって明らかになるが、上場株式の含み損といった注記情報については「有価証券報告書総覧」が公表される6月末まで信頼性の高い数値は得られない。

日) 山一証券の自主廃業(97年11月24日)といった大型の金融破綻が相次いだ97年11月に大幅な下落をみた。97年12月24日には、金融機関への資本注入を盛り込んだ金融安定化策が政府・自民党から、会計処理方法変更を盛り込んだ「いわゆる『貸し渋り』への対応について」の対策が大蔵省からそれぞれ発表になり、また、98年3月5日には実際に大手行中心に1兆8000億円の公的資金が投入され、株価は年度末にかけて一旦持ち直したものの、その後は再び下落傾向を辿った。

株価動向



次に全銀行の株価と1株当たり経常利益についてみると、96年から97年にかけて株価、1株当たりの経常利益とも大幅な下落となっている(株価96年度1258.14円 97年度1026.99円、1株当たり経常利益同11.84円 同-36.94円)。また、会計処理方法変更の有無により銀行を分類し、株価と1株当たりの経常利益をみると、上場株式の評価方法を変更した銀行の株価および1株当たり経常利益は、変更していない銀行に比べ低い水準となっている。一方、土地再評価の実施の有無については、1株当たり経常利益は実施した銀行の方が低い水準であるが、株価についてはそれほど大きな差はみられない。

全銀行（98行）

（単位：円）		平均	標準偏差	最小値	下位 25%値	中位値	上位 25%値	最大値
96年度	6月末株価	1258.14	1619.72	151.00	543.00	699.00	1080.00	9650.00
	1株当たり 経常利益	11.84	248.55	-1469.80	7.13	18.47	47.94	661.46
97年度	6月末株価	1026.99	1466.56	81.00	409.00	585.00	792.5	7850.00
	1株当たり 経常利益	-36.94	221.74	-1299.20	-99.63	13.19	33.20	645.44

上場株式評価方法

上段：変更先 41 行、下段：非変更先 57 行

（単位：円）		平均	標準偏差	最小値	下位 25%値	中位値	上位 25%値	最大値
96年度	6月末株価	1118.34	1677.95	151.00	420.00	551.00	1050.00	9650.00
		1358.70	1583.85	310.00	604.00	721.00	1110.00	7150.00
	1株当たり 経常利益	-66.39	297.78	-1469.80	2.62	7.96	17.22	273.87
97年度	6月末株価	68.12	189.64	-788.80	16.52	38.42	55.51	661.46
		811.54	1433.54	81.00	245.00	398.00	620.00	7850.00
	1181.96	1148.54	265.00	525.00	625.00	939.00	6700.00	
	1株当たり 経常利益	-92.11	211.14	-1299.20	-122.19	-87.84	3.67	180.01
	2.74	222.47	-984.25	6.09	27.96	43.25	645.44	
1株当たり 上場株式含み損	110.94	137.15	11.84	37.29	70.68	110.56	702.65	
N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	

土地再評価実施先

上段：実施先 54 行、下段：非実施先 44 行

（単位：円）		平均	標準偏差	最小値	下位 25%値	中位値	上位 25%値	最大値
96年度	6月末株価	1257.02	1552.66	341.00	557.50	730.50	1105.00	9650.00
		1259.52	1716.59	151.00	470.00	677.00	1080.00	7150.00
	1株当たり 経常利益	3.11	251.58	-1469.80	7.49	18.19	46.22	448.64
97年度	6月末株価	22.56	247.24	-1143.40	6.40	25.07	50.09	661.46
		976.00	1272.51	180.00	446.00	582.00	842.50	7850.00
	1089.57	1648.41	81.00	272.00	589.50	692.00	6700.00	
	1株当たり 経常利益	-67.17	185.61	-984.25	-130.94	2.39	27.85	224.09
	0.16	256.71	-1299.20	-81.48	23.47	44.51	645.44	
1株当たり 土地再評価差額	143.33	206.84	12.69	55.66	100.03	146.60	1481.50	
N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	

4．統計的解析手法

(1) プーリング推定法 (Pooling Estimation)

パネルデータ分析を行う場合、時系列やクロスセクションのデータに構造的な変化、違いがないとの前提のもと、全てのデータを一纏めにして推定を行うプーリング推定法が良く知られている。しかし、現実の世界では、時系列やクロスセクションのデータに構造的な変化、違いがないとの仮定は非現実的な場合が少なくない。例えば本稿における実証でも、96年度から97年度にかけて金融不安が増大する一方で、会計処理方法変更の容認のほか、公的資金の注入や早期是正措置の弾力的運用など金融システム安定化策がとられたことを勘案すれば、データに何らかの構造変化が生じている可能性がある。また、財務諸表データだけでは十分説明し切れない銀行毎あるいは業態毎の規模や自己資本比率、市場の信認の違いといった特殊要因があることも十分考えられる。もちろん、プーリング推定法を前提にしても、そのサンプルの対象期間やクロスセクションの範囲を十分吟味することにより、上記の問題にある程度対処することができるが、この場合でも期間や範囲の区切り方などに恣意性が入り易いとの問題がある。

(2) 固定効果推定法 (Fixed Effects Estimation)

そこで本稿では、クロスセクションのデータに存在する異質性に配慮し、推定式の定数項がクロスセクションのデータによって異なると仮定した1元配置固定効果推定法 (One Way Fixed Effects Estimation)、さらにクロスセクションに加え時系列間の異質性に配慮し、1元配置固定効果推定法に時間ダミー変数を導入した2元配置固定効果推定法 (Two Way Fixed Effects Estimation) を取り上げ、プーリング推定法、1元配置固定効果推定法、2元配置固定効果推定法のうちどの推定法が採択されるかを χ^2 検定 (以下、 χ^2 -Test) およびF検定 (以下、F-Test) により検証する¹²。

例えば、プーリング推定法に対して1元配置固定効果推定法が正当化できるか否かを検証するためには、プーリング推定法における「全てのクロスセクションデータの定数項が等しい」という制約条件が有効であることを帰無仮説とする χ^2 -Test、F-Testを行い、これが棄却されれば1元配置固定効果推定法が採択されることになる。同様の手順で1元配置固定効果推定法と2元配置固定効果推定法との間で、またプーリング推定法と2元配置固定効果推定法との間で、それぞれどちらが採択されるか検定を行う。

¹² 詳細は Baltagi[1995]、北村・中村[1998]参照。

5 . 上場株式の評価方法変更

(1) 仮説

ここでは、配当割引モデルから導き出される推定式により、97 年度に実施された低価法から原価法への上場株式評価方法の変更が、株価に対して如何なる影響を与えたかを検証する。

検証に当たっては、まず、注記に記載された上場株式の含み損情報を組み込まない、損益計算書上の経常利益のみを説明変数として推計を行う。仮に、経常利益情報が株価に対し有意な正の影響を持ち、時間ダミーが説明力を有しないならば、投資家は 96 年度と 97 年度の経常利益情報を連続的なものとして捉えていることになり、市場が表面上の経常利益に左右されるとの「機械的反応仮説」が支持される。

一方、経常利益情報が株価に対し有意な影響を及ぼしていないならば、投資家は 96 年度と 97 年度の経常利益は連続的でない異質な情報であると捉えている可能性がある。また、時間ダミーが説明力を有する場合には、これが上場株式評価方法の変更によるものか否かを別途検証する必要があるので、次に、上場株式の含み損情報を明示的に説明変数に加えた上で推計を行う。仮に、時間ダミーの株価に与える影響が、経常利益のみを説明変数として推計した場合に比べて上場株式含み損情報の効果がコントロールされている分だけ縮減されるならば、時間ダミーの少なくとも一部は上場株式の評価方法変更によるものであることが導かれる。この場合、上場株式の評価損が 96 年度経常利益には反映されていたことも勘案すると投資家が 96 年度と 97 年度の経常利益情報を連続的でない異質なものと捉えていることが明らかになり、市場が会計処理方法変更の影響を見抜いているとの「無効果仮説」が支持されることになる。

(2) 経常利益と株価

株価の決定モデルとしては、配当割引モデルをベースに、投資家が将来の配当の流列を恒常利益より予想するとの仮定のもと、以下のモデルを前提とする。

$$P_{it} = \sum_{t=1}^n \frac{E_t(\bar{R}_i)}{(1+r)^t} \quad (1)$$

P_{it} = 銀行 i の t 時点における株価

$E_t(\bar{R}_i)$ = t 時点における銀行 i の 1 株当たり恒常利益 \bar{R}_i の期待値

r = 割引率 (資本コスト)

また、実際の推定に当たっては、投資家は当期の経常利益 R_t から恒常利益を予想し、かつ経常利益と株価の間には線形関係があるとの単純な仮定のもと、次式を計測する¹³。

$$P_{it} = a + \beta_1 R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、97年度より株式の評価方法を低価法から原価法に変更した41行を対象に、96年度、97年度の会計情報を用い、4.で説明した手法を用いてモデル選択のためのテストを実施した。検定の結果は以下のとおり¹⁴。

固定効果推定法とプーリング推定法の比較

	括弧内は p 値	
	χ^2 -Test	F-Test
1元配置固定 vs プーリング	317.9 (0.000)	47.2 (0.000)
2元配置固定 vs プーリング	48.8 (0.000)	31.7 (0.000)
2元配置固定 vs 1元配置固定	366.7 (0.000)	81.7 (0.000)

上から順にプーリング推定法、プーリング推定法、1元配置固定効果推定法が帰無仮説の対象である。括弧内の数値が0に近ければ近いほど、帰無仮説が棄却される確率が高い。帰無仮説が棄却されれば、その対象である推定法が否定され、対立する推定法の妥当性が証明されることになる。表の数値は検定統計量、括弧内の p 値は帰無仮説が棄却されない確率を示す。ここでは、上から順にプーリング推定法、プーリング推定法、1元配置固定効果推定法が棄却され、差し当たり2元配置固定効果推定法が採択されることになる¹⁵。

¹³ 実証を行ううえで、利益情報として何を用いるかについては、構造方程式からそれを導き出し、大日方[1998]のように経常利益を構成要素に分解し、異なった構成比率を適用するなどの方法も考えられる。本稿では、公表情報そのものの情報価値に関心があるため、株価算定の基礎となる恒久的利益が直近の経常利益の実績値のみによって近似されるとの最も単純な仮定を置いた。

¹⁴ 今回の推定には LIMDEP™ の計量分析パッケージを利用した。

¹⁵ なお、上記1元配置固定効果推定法や2元配置固定効果推定法では、ダミー項は確率分布を有さず、各経済主体等に固有なものとの仮定に立っているが、これが確率分布を有すると考えるランダム効果推定法という推定法もある（詳細は Baltagi[1995]参照）。本稿ではその結果を示していないが、同推定法について、プーリング推定法、固定効果推定法との比較を行ったところ、ランダム効果推定法が棄却され、固定効果推定法が採択されることとなった。この比較は以下の全ての推計についても行っているが、結果は同様であった。

サンプルとされた銀行が保有する上場株式の評価損は、96年度においては株式等償却として経常利益に含まれていたのに対して、97年度においては原価法採用のため経常利益には反映されず、含み損として注記に記載されている。したがって、同じ経常利益でも、96年度と97年度では性質が異なるため、時間効果を勘案すべきであることはある程度予想されていた。また、個別行毎の自己資本比率等財務内容の違い、業態毎の違い等をコントロールしていないことから、個別行効果が有意であることは当然かも知れない¹⁶。

採択された2元配置固定効果推定法による計測結果は以下のとおり¹⁷。

推定結果 ¹⁸	
β_1	
0.326**	
(2.443)	

Adj.R² = 0.976

時間ダミーの効果	
- 149.215**	
(- 4.234)	

推定結果をみると、経常利益の係数 β_1 は有意な説明力を有しており、符号もプラスで理論的に想定されるものと一致している。また、同推定式における時間ダミーは、96年度から97年度にかけて約150円株価を押し下げようような影響があったことを示している。こうした時間ダミーの効果には、上場株式の評価方法変更の影響が反映されていると推測される。

しかしながら、同時期には、金融システム安定化策あるいは貸し渋り対策として様々な施策が政府・大蔵省から発表されているため、上場株式の評価方法変更以外の要因が時間ダミーの中に反映されている可能性もある。そこで次に、上場株式の含み損の情報を明示的にモデルに組み込み、上場株式の評価方法変

¹⁶ 個別行効果を把握するために、業態別、規模別、引当率別、自己資本比率別にグルーピングした上で同様の回帰分析を行ってみたが、意味のある結果は得られず、個別行要因がどういった要因を反映しているかは明確に検証できなかった（補論参照）。

¹⁷ 2元配置固定効果推定法における β_1 の数値は時系列、クロスセクション以外の要因を捕捉することになるが、経済学的な意味付けが困難なため、以下記載は省略する。因みに、 β_1 はいずれのケースも有意な正の値をとっていた。

¹⁸ **、*はそれぞれ95%、90%の信頼区間で帰無仮説が棄却されることを示す。

更の影響をコントロールすることにより、時間ダミーが影響を受けるかをみる
こととする。

(3) 上場株式の含み損の影響を組み込んだモデル

本稿では、フローの経常利益で表せない上場株式の含み損のようなストック
の評価損益をも包含した株価モデルとして以下の(3)のようなモデルを考えた¹⁹。
ここで右辺第2項のストック項は、フローの利益情報以外の全てのストック
情報を代表していると考えれば、これは清算価値に相当するといえること
ができる²⁰。

$$P_{it} = \sum_{t=1}^s \frac{E_t(\bar{R}_i)}{(1+r)^t} + E_t \left\{ \frac{V_{is}}{(1+r)^s} \right\} \quad (3)$$

s = 破綻が予想される時期

V_{is} = 銀行 i の破綻時の清算価値

投資家は複数の情報を利用して、企業の清算価値に関する予想形成をしてい
ると考えられるが、ここでは、これらのうち上場株式の含み損のみを代理変数
として利用する。このことにより、上場株式の含み損情報の有用性を直接検証
できる。またこうした定式化は、従来多くの銀行が株式の含み益を利用しなが
ら不良債権処理を行ってきたことを考えると、近似として相応の意味合いをも
つということも出来る²¹。

$$P_{it} = \text{ } + \text{ }_2 R_{it} + \text{ }_3 S_{it} + \text{ }_{it} \quad (4)$$

¹⁹今回はモデルに明示的に清算価値を盛り込んだが、(1)式において割引率（に含まれるリスクプレ
ミアム）が高まると解釈することもできる。

²⁰上場株式の含み損は時価と簿価の差額であるからストック情報であると考えられる。

²¹理論的には、上場株式の含み損は清算価値情報ではなく、経常利益情報の一部を構成するとの考
え方もあり得る。

また少なくとも、銀行が保有する上場株式のうち、取引先との長期的な関係の維持といった目
的から保有される事業用資産としての性格を有するものにかかる含み損は、時価情報ではなく経
常利益情報として扱うべきとの指摘もある。しかしながら、上場株式をトレーディング目的と
それ以外の目的のものに分類するのは現実的に困難なうえ、計測期間中は、持株も益出し目
的のためにクロス取引等で売買されていたことを勘案し、ここでは全ての上場株式を売買目的
のものとして推計を行っている。実際、経常利益と上場株式の含み損を合計したものを説明変
数とし、株価を被説明変数として回帰してみたが、有意な結果は得られなかった。これは、少な
くとも上場株式の含み損が経常利益と異なる情報有用性を有している可能性を示唆している。

S_{it} = 上場株式の評価方法を原価法へと変更した銀行 i (= 41 行) の上場株式含み損 (96 年度は低価法採用のため 0)

(4)式につき、(2)式同様、最適推定法のチェックを行った結果は以下のとおりであり、ここでも 2 元配置固定効果推定法が採択された。

固定効果推定法とプーリング推定法の比較

括弧内は p 値

	χ^2 -Test	F-Test
1 元配置固定 vs プーリング	394.9 (0.000)	113.3 (0.000)
2 元配置固定 vs プーリング	402.5 (0.000)	170.0 (0.000)
2 元配置固定 vs 1 元配置固定	7.6 (0.006)	3.7 (0.063)

採択された 2 元配置固定効果推定法による(4)式の計測結果は以下のとおり。

推定結果

β_2	β_3
0.505** (4.884)	- 1.747** (- 5.771)

Adj.R² = 0.987

時間ダミーの効果
- 50.021* (- 1.809)

上記の結果から、97 年度に注記情報に落とされた上場株式の含み損は、株価に対し有意な負の影響 ($\beta_3 = -1.747$) を与えていることが判明した。また、その符号条件がマイナスであることは、(3)式から導かれる「上場株式の含み損は銀行の清算価値を圧縮することを通じ、株価にマイナスに働く」という理論と整合的である。もっとも、含み損の効果がマイナスに出ていることの解釈として、そうした理論ではなく、上場株式の含み損が経常利益情報を構成しているとか、単に「評価方法変更先は財務内容に問題のある銀行である」との市場の連想がもたらすシグナリング効果が反映されている可能性も否定できない。実際、3.(3)で前述したとおり、評価方法変更先の財務状況は一般的に非変更先に比べ

かなり悪い²²。

経常利益についても、(2)式に比べ反応係数($\beta_1=0.326$ $\beta_2=0.505$) t 値(2.443 4.884) ともに高まっており、上場株式の含み益をコントロールすることにより、経常利益情報のノイズが低下している。

また、時間ダミーの押し下げ効果は、(2)式の推定結果に比べ縮減されている(-149.215 円 -50.021 円) ほか、時間ダミーの t 値は上場株式の含み損を明示的に推定式に組み込むことにより大きく低下しているが(-4.234 -1.809) これは上場株式の含み損を明示的にモデルに組み込んだことの影響と考えられる。

さらに、上記の点を確認するために、97 年度も引続き低価格法を採用している先 57 行につき、(2)式と同様に(5)式を推定した²³。

$$P_{it} = a + \beta_4 R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

推定結果

β_4
0.530**
(2.979)

Adj.R² = 0.984

時間ダミーの効果

- 71.058**
(- 3.376)

このように(5)式の、時間ダミーの効果(-71.058 円) は、上場株式の含み損がコントロールされている(4)式の時間ダミー効果(-50.021 円) に近い。さらに、経常利益の係数($\beta_4=0.530$) は、(4)式の推定結果($\beta_2=0.505$) とほぼ同水準となっている。

(4) 小括

以上の推定結果から得られる結論をここでまとめると以下のとおり²⁴。

²² ただ、計量的に(4)式で示される理論的關係とシグナリング効果を区別して計測するのは困難である。

²³ ここでは推定式選択テストの結果は省略したが、推定式としてはやはり 2 元配置固定効果推定法が採択された。これは上場株式評価方法の変更以外に、96 年度と 97 年度との間の構造変化が存在していることを意味しており、この点も(4)式の推定結果と同様である。

²⁴ なお、経常利益のうち、不良債権の償却額を多く含んだ「その他の経常費用」は利益予測にとってノイズであるとも考えられるため、経常利益から分離の上、(2)式と(4)式の推定を行ったが、

投資家は 96 年度と 97 年度の経常利益情報を連続的でない異質なものと捉えている。これは、96 年度の経常利益では上場株式の評価損が株式等償却として反映されているが、97 年度においては上場株式の含み損が注記情報に落とされ、経常利益に反映されていないことが理由と考えられる。

上場株式の含み損情報は注記情報に落とされたにもかかわらず、投資家は引続き重要な情報変数として認識しており、株価に有意な負の影響を与え続けている。したがって、投資家は上場株式の評価方法変更が企業の財務内容の実態に何ら影響を及ぼさないことを見抜いており、「無効果仮説」が支持されると考えられる²⁵。

6 . 土地の再評価差額計上の効果

(1) 仮説

ここでは、5 . と同様に配当割引モデルを用い、97 年度に実施された土地再評価に伴う再評価差額金の計上が株価に対して影響を与えたか否かについて検証する。

銀行が保有する事業用土地を時価で再評価することにより生じた再評価差額金は損益計算書に計上されないものの、自己資本比率規制上の補完的自己資本項目に算入される。再評価差額金の情報が株価に対して有意な正の影響を有するならば、市場がこうした自己資本の増加に反応していることになり、「機械的反応仮説」が支持される。逆に再評価差額金の情報が有意な影響を及ぼさないという結果ならば、株価が見かけ上の自己資本の増加に左右されずに形成されていると考えられ、「無効果仮説」が支持されることになる。

以下では、まず、97 年度に土地の再評価を実施した銀行を対象として、5 . の(4)式に再評価差額金は組み込まずに推定を行う²⁶。5 . と同様に、時間ダミ

結果に大きな差はなかった。

²⁵ ここでは上場株式の評価損が株式等償却として財務諸表本体に計上されていたのと比べても同一の有用性を有するか否かということ自体を検証している訳ではないことに注意。わが国の株式投資家の洗練度が異なっていることを前提に、仮にその一部に表面的な経常利益の変動に機械的な反応をしてしまう者がいるのであれば、注記された評価損情報は、財務諸表本体に計上されるのと比べて、その有用性が低下する可能性がある。会計情報を財務諸表本体で認識すべきか、注記情報として開示すべきかを検討していく上でも、このように情報の有用性が同一であるか否かを厳密に検証する必要がある。

²⁶ 推定式には、上場株式の含み損情報を入れているが、5 . の分析から同変数が強い説明力を有することが分かっている中で、これを推定に取り入れないと missing variable に起因する統計上の問題、すなわち重要な情報変数が誤差項に含まれてしまうために各誤差項が独立しているとの回帰分析の前提が成立しなくなるリスクが大きいと考えられたためである。実際、株の含み損をコントロールせずに推定を行ったが、結果は極めて不安定なものであった。

一が株価に対して有意な影響を与える結果となるならば、そのうちどれだけが土地の再評価差額金計上の影響であるかをみるために、次に土地の再評価差額金も説明変数とした推定を行う。仮に時間ダミーの影響が、土地の再評価差額金を推定式に組み込まない場合に比べて縮減されていれば、その変化分が再評価差額金計上の効果と考えられるが、逆に顕著な変化がなければ「無効果仮説」と整合的であると考えられる。

(2) 土地の再評価差額金を組み込まないモデル

まず、5.の分析と同様、土地の再評価を実施した54行を対象に96年度、97年度の会計情報を用い、経常利益および上場株式の含み損と株価の関係を推定した²⁷。

固定効果推定法とプーリング推定法の比較

括弧内は p 値

	² -Test	F-Test
1元配置固定 vs プーリング	482.8 (0.000)	83.7 (0.000)
2元配置固定 vs プーリング	19.3 (0.000)	10.0 (0.003)
2元配置固定 vs 1元配置固定	502.1 (0.000)	120.6 (0.000)

上記のとおり、2元配置固定効果推定法が採択された。このように、5.と同様、上場株式の含み損をコントロールしても、投資家は96年度と97年度の経常利益情報を連続的でない異質なものとみている。

採択された2元配置固定効果推定法による計測結果は以下のとおり。

推定結果

β_5	β_6
0.573**	- 3.272**
(4.884)	(- 7.464)

Adj.R² = 0.987

²⁷ ここでも、上場株式の評価方法変更に関する分析同様、経常利益から「その他の経常費用」を分離した上で計測を行ってみたが、結果は大きく変わらなかった。

時間ダミーの効果
- 66.666** (- 2.900)

経常利益、株式の含み損ともに有意であり、符号条件も理論的に想定される方向と一致している²⁸。

(3) 土地の再評価差額金を組み込んだモデル

次に、土地の再評価差額金を明示的にモデルに組み込み推計を行う。

土地の再評価差額金は、理論的には、上場株式の含み損と同様に、清算価値の予想形成に利用される情報変数の1つと考えることができる。そこで、(4)式に再評価差額金を組み込んだ(8)式を推定式とする。

$$P_{it} = a + \beta_7 R_{it} + \beta_8 S_{it} + \beta_9 L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

L_{it} = 銀行 i の t 時点における土地の再評価差額金

固定効果推定法とプーリング推定法の比較

	² Test	F Test
1元配置固定 vs プーリング	480.4 (0.000)	65.0 (0.000)
2元配置固定 vs プーリング	12.0 (0.001)	5.85 (0.019)
2元配置固定 vs 1元配置固定	492.4 (0.000)	121.7 (0.000)

括弧内は p 値

上記から採択された2元配置固定効果推定法による計測結果は以下のとおり。

推定結果

β_7	β_8	β_9
0.409** (3.049)	- 2.075** (- 3.028)	- 0.462* (- 1.696)

Adj.R² = 0.987

²⁸経常利益の係数 ($\beta_7=0.573$) は(4)式の結果 ($\beta_2=0.505$) と概ね同様の水準にある。また、時間ダミーの効果も、上場株式の評価方法の変更先を対象にした(4)式の推定結果 (- 50.021 円) および非変更先を対象にした(5)式の推定結果 (- 71.058 円) の間にあり、上場株式の含み損効果をコントロールした後の時間ダミー効果が安定的なものであることを示している。

時間ダミーの効果
- 53.516**
(- 2.067)

上記のとおり、土地の再評価差額金の係数 ($\beta_{11} = -0.462$) はマイナスとなっており、理論的に想定される符号条件とは逆の結果となっているほか、 t 値も 90% の信頼区間にぎりぎり入る程度 (-1.696) であり、土地の再評価差額金が株価に有意な影響を与えたとは積極的には言い難い。この点は、事業用土地は売却目的による保有ではなく、その再評価差額は本来は会計上の利益を構成するものではないため、土地の再評価差額が株価に対して情報有用性を持たないのは当然の結果かもしれない。また、土地の再評価差額金の係数がマイナスとなった理由は明らかでないが、「土地の再評価差額金を計上した銀行は財務内容に問題のある銀行」とのシグナリング効果が働いた可能性はあろう。

土地の再評価差額金の効果をコントロールした後の時間ダミーの効果 (-53.516 円) も、コントロールしない場合 (-66.666 円) とほとんど差がない。したがって、2 元配置固定効果推定法が採択されたのは、土地の再評価差額金の計上以外の理由により、96 年度と 97 年度との間に構造変化が発生していたためと考えられる。

(4) 小括

以上の結果から得られる結論をここでまとめると以下のとおり。

投資家は、97 年度に土地の再評価差額金が計上されたにもかかわらず、これによって意味のある情報が追加されたとはみていなかったと考えられる。

土地の再評価差額金情報は、貸借対照表の負債の部に計上されたにもかかわらず、投資家は投資意思決定の際の情報変数とは認識しておらず、株価に有意な影響を与えていない。したがって、株価は再評価差額金の計上による見かけ上の自己資本の増加に左右されず、「無効果仮説」が支持されると考えられる。

7. おわりに

1997 年末から 1998 年初にかけて、貸し渋りおよび金融システム安定化対策の一環として政府・大蔵省により発表された施策を受けて、幾つかの銀行では上

場株式の評価方法を低価法から原価法に切り替えるとともに、保有土地を時価評価し、その際に発生する評価差額の一部を自己資本比率規制上の自己資本に組み込んだ。本稿では、これら 2 つの施策が投資家行動や株価形成に如何なる影響を与えたかを、配当割引モデルをベースに会計情報を利用して検証した。

上場株式の評価方法変更の効果について、投資家は上場株式の評価が低価法で行われた 96 年度の経常利益と原価法で行われた 97 年度の経常利益を連続的でないものとみており、97 年度に注記に記載された上場株式の含み損をも勘案しながら投資行動していたことが判明した。この結果は、投資家は、「財務諸表本体で損益認識すべき情報を注記情報として別掲しても、それが開示されている限り差異を勘案した合理的な行動をとっていた」ことを示している。

一方、土地の再評価差額金の計上については、投資家はほとんど注意を払っていないとの結論が得られ、これにも市場はポジティブに反応していない。また、この問題は、従来は株式等償却として認識されていた上場株式の評価損とは異なり、土地の時価情報が 97 年度に初めて開示されたものであるにもかかわらず株価に影響を与えなかったとの意味で非常に興味深い。この理由についてはいくつかの点が考えられよう。第一に、今回再評価の対象とされた土地が、販売を目的として所有する土地を除いた事業用土地であり、これらは、銀行が存続する限り売却、現金化される可能性が低い流動性がない資産であるため、時価情報に意味がないことが指摘できよう。第二に、営業所所在地の情報と土地の時価情報とを併せ参照することなど他の公表情報から銀行の事業用不動産である土地の時価情報がある程度合理的に推測できるため、既に株価に織り込み済みであった可能性がある²⁹。第三に、土地を再評価する際の時価情報として公示地価、基準地価、固定資産評価額、路線価、鑑定評価額が利用されたが、これら時価情報自体が信頼性に欠けるほか、こうした複数の土地の時価情報の中からいずれの時価を用いるかを銀行の任意選択としたため、比較可能性の観点から、情報の信頼性が低くなってしまったことも考えられる。

最後に今後の課題として、次の 2 点を指摘したい。

本稿で検証した会計処理方法の変更は、いずれも各銀行に適用するか否かの裁量を与えられていた。このように、各経済主体に裁量を与えられる場合、選択に伴う実質的経済効果のみならず、選択の背後にある経営判断自体が株価形成に影響を与えることになる（シグナリング効果）。実際、本稿でも、株価が土

²⁹ 銀行の株価指数と市街地価格指数の関係を 82 年～98 年の期間を対象に推定したところ、以下のとおり両者は有意な関係を有していた（Land Price は六大都市市街地価格指数、Stock Price はサンプル行の加重平均株価を 82 年を 100 として指数化したもの）。

Stock Price = 40.8 + 0.377Land Price
(Adj.R²=0.338、DW=1.381、t 値=2.945)

地の再評価差額金に対して理論的に考えられるプラス方向ではなくマイナス方向に反応したほか、上場株式の評価方法変更の影響についてもシグナリング効果を否定することはできないなど、「会計処理方法を変更した銀行は財務内容に問題のある銀行」との強い連想が働いた可能性も否定できない。

また、本稿では表面的な会計処理方法の変更は、投資家行動に影響を与えているという仮説がわが国でも概ね支持されていることを示した。しかし、これは必ずしも会計制度のあり方は実体行動に影響を与えないことを意味しない。実際に前述のように他の実証研究ではキャッシュフローが変わり得る会計方式の変更は、実体に影響を与えるとの結果も得られており、わが国においても貸出資産の適正開示が進んでいけば、不良債権問題がより軽微になっていたとの指摘も聞かれるところである。今回の分析でも、自己資本比率規制上の自己資本の変動が銀行の融資行動に影響を与え、これにより将来キャッシュフローの見積もりが影響を受けている可能性もあろう。このように会計処理方法変更の株価に対する影響を厳密に検証する上では、銀行の投資行動の変化という要素まで織り込んだ研究を進めていくことが望まれる。

補論．サンプルの分類による個別行効果の分析

本文での検証においては、上場株式と土地のいずれに関する会計処理方法の変更についても、株式市場が見かけ上の報告利益など会計情報の変動には左右されないという「無効果仮説」が支持される結果となった。しかしながら、サンプルとなった銀行は同じ業界とはいえ、業態、規模、財務状態、自己資本比率といった経常利益以外の要素についても個別行毎に大きな違いがある。そのため投資家も全ての銀行について会計処理方法の変更の影響に関して同様の見方をしていない可能性もありうる。実際、本文の検証でもクロスセクションのダミーが有意な説明力を有するとの結果が得られている。そこで以下では、業態、規模、引当率、自己資本比率規制上の自己資本比率、の4つの指標により銀行を分類し、その上で本文(4)式の推定式に基づき回帰分析を行った³⁰。

³⁰ 結果は比較可能性の確保のため二元配置固定効果推定法を採用したが、必ずしも全てのケースにおいてそれが最適の推定法ではなかった。例えば、幾つかのグループにおいて時間ダミーが有意でなく、96年度、97年度が連続的であるとの結果が出たケースもある。

(1) 実証結果

イ．業態による分類

まず、97年度において上場株式の評価方法を変更した銀行（以下、全体サンプル）を業態別に分類し、回帰分析を行った。この結果、都長信については、経常利益、上場株式の含み損それぞれと株価との関係を示す₂、₃ともに符号条件は全体サンプルと整合的であったが、係数自体が有意とはならなかった。地銀については、₂、₃ともに符号条件が全体サンプルと整合的であり、かつ有意であるとの結果が得られた。ただ、係数の絶対値は、₂、₃いずれも全体サンプルより小さくなった。地銀については上場株式の含み損の係数は有意に負であり、全体サンプルに比べ t 値が高く、係数の絶対値も大きかったが、経常利益の係数は有意でなかった。

また、時間ダミーについては、都長信を除き有意な結果が得られておらず、全体サンプルの結果は都長信の時間ダミーの効果が大きく影響している可能性が高い。

業態別推定結果

	2	3	時間ダミー	Adj.R ²
都長信	0.730 (1.299)	- 0.530 (- 0.625)	- 166.601* (- 2.185)	0.875
地銀	0.373** (5.679)	- 1.020** (- 4.046)	- 45.386 (- 0.388)	0.996
地銀	- 0.961 (- 0.326)	-3.559** (- 12.543)	22.746 (0.449)	0.998
全体 サンプル	0.505** (4.884)	- 1.747** (- 5.771)	- 50.021* (- 1.809)	0.987

ロ．規模による分類

次に全体サンプルを総資産の大小により大規模、小規模の2つのグループに分類し、同様の分析を行った。結果としては、₂、₃ともに符号条件は規模の大小にかかわらず全体サンプルと整合的であったが、規模が大きいグループについては₃が有意でなかった。また、規模が小さいグループについては、全体サンプルに比べ、 t 値が高く係数の絶対値も大きい。規模が大きいグループについては逆の結果となっている。一方、時間ダミーについては、規模が小さいグループは有意な値とならず、符号も正となるなど、96年度と97年度におけ

る構造変化が認められなかった。この点は、時間ダミーが有意であるとの全体サンプルの結果は規模が大きいグループの結果に左右された可能性を示唆している。

規模別推定結果

	2	3	時間ダミー	Adj.R ²
総資産大	0.367** (3.241)	- 0.842 (- 1.349)	- 147.744** (- 2.503)	0.938
総資産小	1.134** (6.656)	- 2.716** (- 8.695)	33.270 (0.942)	0.996
全体 サンプル	0.505** (4.884)	- 1.747** (- 5.771)	- 50.021* (- 1.809)	0.987

八．引当率による分類

次に全体サンプルを引当率³¹の高低により 2 つに分類し、同様に回帰分析を行った。結果としては、引当率が高いグループ、低いグループのいずれについても、₂、₃が全体サンプルと整合的な結果が得られた。また、両結果を比較すると、引当率が高いグループは全体サンプルに比べ t 値が高く、係数の絶対値が大きいのに対し、引当率が低いグループは逆の結果となっている。なお、時間ダミーについてはどちらのグループも有意とはならなかった。

引当率別推定結果

	2	3	時間ダミー	Adj.R ²
引当率高	1.353** (8.017)	- 2.817** (- 8.717)	- 38.330 (- 1.139)	0.996
引当率低	0.319** (4.638)	- 1.374** (- 4.103)	- 21.642 (- 0.924)	0.971
全体 サンプル	0.505** (4.884)	- 1.747** (- 5.771)	- 50.021* (- 1.809)	0.987

³¹ ここでは、引当率として一般貸倒引当金、債権償却特別勘定、特定海外債権引当勘定の合計を公表不良債権で除したものをを用いた。

二．自己資本比率による分類

最後に、全体サンプルを BIS の自己資本比率規制上の自己資本比率の高低により分類し、(4)式に基づく回帰分析を行った³²。₂、₃について全体サンプルと有意に整合的な結果となったのは、自己資本比率が高いグループの₃だけである。また時間ダミーについては有意な結果は得られなかった。

規模別推定結果

	2	3	時間ダミー	Adj.R ²
自己資本 比率高	0.337 (0.903)	- 8.110** (- 8.359)	104.715 (1.713)	0.983
自己資本 比率低	- 0.993 (- 0.100)	0.562 (0.870)	- 242.579 (- 2.011)	0.905
全体 サンプル	0.505** (4.884)	- 1.747** (- 5.771)	- 50.021* (- 1.809)	0.987

(2) 結論

以上の結果をみると、経常利益、上場株式の含み損の係数については、上位業態、大規模グループに関して有意な推定結果がほとんど得られなかった。逆に、時間ダミーは、上位業態、大規模グループに関しては有意であったが、下位業態、小規模グループについては有意とはならなかった。これらの結果に対する一つの解釈としては、サンプル期間においては会計処理方法変更以外に公的資金の注入、市場での信用不安といったノイズが上位業態、および規模の大きいグループにより強く影響したことが考えられる。すなわち、上位業態や大規模グループについてはノイズの影響から株価と経常利益、上場株式の含み損との関係が不安定化し、一方でこうしたノイズが96年度と97年度との不連続性を増幅し、これが時間ダミーの効果として捉えられたことが考えられる。ただ、こうしたノイズの影響を同じく強く受けると考えられる引当率の低い先(=財務状態の悪い先)については、引当率の高い先に比べれば説明力は低いものの、経常利益、上場株式の含み損ともに有意な結果が得られ、逆に時間ダミーは説明力を有していないなど、こうした解釈と整合的ではない。この点は、サ

³² 自己資本比率別の推計については、比率を算出している銀行は全体サンプル中16行に過ぎないうえ、そのほとんどが都長信であることから推計が不安定化している可能性が高い点は注意を要する。

サンプル数の問題や、ノイズの問題から計測結果が不安定化している影響かもしれないが、今回の分析では詳しいことは分からなかった。

なお、本文では(4)式に土地の再評価差額を説明変数として加え分析を行っている((8)式)が、上記のように、経常利益、上場株式の含み損と株価との関係が既に不安定である中であって、さらに説明変数を増加し、計測を行うことの意味が乏しいと思われ、ここでは省略した。

以 上

【参考文献】

- Abdel-Khalik, A. R., and J. C. McKeown, "Understanding Accounting Changes in an Efficient Market: Evidence of Differential Reaction," *The Accounting Review*, Vol. 53, No. 4, October 1978, pp. 851-868.
- Ball, R. J., "Changes in Accounting Techniques and Stock Prices," *Empirical Research in Accounting: Selected Studies 1972, supplement to Vol.10 of Journal of Accounting Research*, 1972, pp. 1-38.
- Ball, R. J., and P. Brown, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research* 6, Autumn 1968, pp. 159-178.
- Baltagi, H. B., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, 1995.
- Baskin, E. F., "The Communicative Effectiveness of Consistency Exceptions," *The Accounting Review*, Vol. 47, No. 1, January 1972, pp. 38-51.
- Biddle, G. C., and F. W. Lindahl, "Stock Price Reactions to LIFO Adoptions: The Association Between Excess Returns and LIFO Tax Savings," *Journal of Accounting Research* 20, Autumn 1982, Part , pp. 551-588
- , and W. E. Ricks, "Analyst Forecast Errors and Stock Price Behavior Near the Earnings Announcement Dates of LIFO Adopters," *Journal of Accounting Research*, Vol. 26, No. 2, Autumn 1988, pp. 236-272.
- Cassidy, D. B., "Investor Evaluation of Accounting Information: Some Additional Empirical Evidence," *Journal of Accounting Research* 14, Autumn 1976, pp. 212-229.
- Daigo, S., T. Yonetani, and K. Marumo., "Banks Recapitalization Policies in Japan and their Impact on the Market A study of the impact of emergency measures in the latter half of FY 1997 on stock prices," IMES Discussion Paper Series No. 98-E-14, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, December 1998.
- 石塚博史・河榮徳、「会計方法の変更に対する資本市場の反応(1)・(2)」、『会計』、第130巻第3・4号、1986年、pp. 61-86・100-118
- Kaplan, R. S., and R. Roll, "Investor Evaluation of Accounting Information: Some Empirical Evidence," *Journal of Business*, Vol. 54, No. 2, April 1972, pp. 225-257.
- 北村行伸・中村恒、「価格・数量調整過程の再検討 マクロ・産業別パネル・データ分析」、IMES Discussion Paper Series No. 98-J-5、日本銀行金融研究所、1998年
- 香村光雄、『現代企業会計と証券市場』、同文館、1987年
- 大日方隆、「不良債権の償却情報の意味 "Earnings Response Coefficient"の検証を通じて」、IMES Discussion Paper Series No. 98-J-32、日本銀行金融研究所、1998年
- Ricks, W. E., "The Market's Response to the 1974 LIFO Adoptions," *Journal of Accounting Research*, Vol. 20, No. 2, Part , Autumn 1982, pp. 367-387.
- 斎藤静樹、「会計研究のパラダイム」、『会計』、第155巻第2号、1999年、pp.173-185
- 桜井久勝、「減価償却方法の変更に対する株式市場の賢明度」、『企業会計』、第

- 40 卷第 4 号、1988 年、pp. 90-96
- 、「減価償却方法の変更と株価形成」、『JICPA ジャーナル』、1991 年 a
- 、『会計利益情報の有用性』、千倉書房、1991 年 b
- Sunder, S., “Relationship Between Accounting Changes and Stock Prices: Problems of Measurement and Some Empirical Evidence,” *Empirical Research in Accounting: Selected Studies 1973, supplement to Vol. 11 of Journal of Accounting Research*, 1973, pp. 1-45.
- ,” “Stock Price and Risk Related to Accounting Changes in Inventory Valuation,” *The Accounting Review*, Vol. 50, No.2, April 1975, pp.305-315.
- Watts, R. L., and J. L. Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, 1986.
- R. L. ワッツ・J. L. ジーマーマン著、須田一幸訳、『実証理論としての会計学』、白桃書房、1991 年