

## 【論 説】

## 銀行の不良債権問題と資本市場の経営監視機能\*

鹿 野 嘉 昭

## 1 は じ め に

しばしば指摘されるとおり、日本の金融機関の多くは1980年代後半、業容の維持・拡大を目指して不動産関連融資や財テク融資に傾斜し、それが資産価格バブルおよび1990年代に入って表面化した不良債権の遠因となった。この資産価格バブルと銀行融資あるいは不良債権問題との関係については、これまでも数多くの優れた研究が報告されており、たとえば翁・白川・白塚(2000)は、①金融機関行動の積極化、②長期にわたる金融緩和、③地価上昇を加速する土地税制・規制のバイアス、④規律づけメカニズムの弱さ、および⑤日本全体としての自信の高まり(期待の強化)、という5つの要因がバブル発生を促したと結論づけている。

これらの要因のうち、金融機関の行動がこの時期になぜ積極化したのかという点については、金融の自由化、グローバル化のなかで広範化した「大企業の銀行離れ」への対応措置として、大手銀行を中心に不動産担保の中小企業向け融資や不動産関連融資を積極的に展開したためとされることが多い。また、規律づけメカニズムに関しては通常、メインバンクによる経営監視機能の低下が指摘される。しかし、銀行がなぜ、この時期に不動産関連融資に

---

\*本稿の作成に際しては、松浦克己、北坂真一、新関三希代氏などから有益なコメントやサジェスチョンを頂戴した。記して、感謝することにした。とりわけ、松浦克己氏には、草稿の段階から種々ご指導をいただいた。また、水瀬亮氏には、データの整理等で尽力を頂戴した。いうまでもなく、ありうべき誤解等はすべて筆者の責に帰す。なお、本稿の作成に際しては、学術振興野村基金から2005年度研究助成を受けた。

傾斜していったのかという問題を検討するに際しては、銀行経営そのものに対するガバナンスのあり方が重要となる。実際、銀行が不動産業向け融資に傾斜し、資産ポートフォリオのバランスが大きく崩れるおそれが生じた場合、投資家はリスク回避の観点から自ら保有する株式を売却する誘因を持つため、株価下落というかたちで市場から警告が発せられる。

しかし、この時期、銀行の株価は逆に上昇し続けており、これを根拠として堀内（1999）は銀行経営に対するガバナンスが欠如していたと結論づけている。多分、そうなのだろう。もっとも、この命題については、これまでのところ、観念的に主張されるにとどまり、実証研究に基づく裏づけはきわめて少ない。管見の限り、星・岡崎（2002）が資本市場からの銀行経営に対する規律づけが有効に機能していなかったことを統計的に示すにとどまる。

それゆえ、本稿では、1980年代後半、銀行経営に対する資本市場からの経営監視機能が有効に作用していたか否かという問題を取り上げ、そのあり方について改めて実証的に検証することにした。具体的には、資産ポートフォリオの偏りに起因する融資集中リスクの高まりが投資家に銀行株式の売却を促すという点に着目し、1986年3月末から1998年3月末までを標本期間に採用のうえ、不動産関連三業種（不動産・建設・金融）向け融資比率の高低が個々の銀行の株価変動に対してどのような影響を及ぼしたかを統計的に検証することにより、資本市場の銀行経営チェック機能について実証的に検討する。

以下、第2章では、先行研究を批判的に紹介した後、本稿の研究目的、および特徴について述べる。第3章では、資本市場による銀行経営チェック機能を統計的に分析する推計方法について述べた後、推計結果に基づき資産価格バブル期における資本市場による銀行経営チェック機能について検討する。最後に第4章では、本稿での結論を要約する。

## 2 銀行融資および銀行株価の動き，先行研究の展望と本稿の目的

### 2.1 資産価格バブル経済期における銀行融資および銀行株価の動き

最初に，資産価格バブル経済期における銀行融資および銀行株価の動きについて簡単に振り返ることにしよう。

1985年10月から始まった預金金利の段階的自由化，プラザ合意以降の低金利政策，大企業の銀行離れなどを契機として，銀行を取り巻く経営環境は大きく変貌した。そうしたなかで，銀行の多くは旧来の業容拡大主義に基づき不動産関連融資に傾斜していった。その背景としては，①大手製造業企業の銀行離れが進み，新たな融資先の開拓が求められたこと，②戦後，地価が継続的に上昇していたこと，③1980年代入り後，外資系企業の東京への進出増大などを背景に不動産関連の融資申し込みが堅調に推移していたこと，などが挙げられる。この不動産関連融資への依存傾向は，重厚長大産業向け設備資金の供給に特化していた長期信用銀行，信託銀行という長期金融機関においてとくに顕著にみられた。

このようにして地価が高騰した1980年代後半，日本の銀行は大手銀行を中心として高収益を享受し，それにつれて株価も高騰した。しかし，その一方で，銀行は，資産ポートフォリオが特定の業種に偏るという融資集中リスクを抱え込むことになった。すなわち，資産ポートフォリオに占める不動産関連融資の比重が大きく高まった結果，銀行の経営財務体質も地価の動向に左右されやすくなるというかたちで脆弱化したのである。

その後，日本銀行は1989年5月，金融引き締めへ転じ，公定歩合は1990年8月には6%にまで引き上げられた。政府も1990年3月，金融機関に対して不動産関連融資規制（いわゆる「総量規制」）を発動した。こうした政策変更を契機として1990年初から株価が急落したほか，1991年に入ると地価も下落に転じた。この資産価格の下落とともに銀行の資産ポートフォリオに内在するリスクが不動産関連融資における焦げ付きの大量発生といったかたちで

顕在化し、その後、銀行は多大な不良債権を抱え込むことになったのである。

## 2.2 先行研究の展望

次に、資産価格バブル経済期における資本市場の銀行経営監視機能あるいは銀行のコーポレートガバナンスに関する先行研究を簡単に展望する。このテーマに関連する実証研究はきわめて少なく、管見の限り、星・岡崎（2002）が挙げられるにとどまる。

すなわち、彼らは、バブル経済期前後における株式市場、格付機関および金融監督当局という外部監視者の行動を当時の新聞報道や統計的分析に基づき仔細にチェックし、そういった外部機関による銀行経営監視はバブル経済当時、機能不全の状態に陥っていたと結論づけている。とりわけ、資本市場の経営チェック機能については、都市銀行および長期信用銀行からなる大手銀行の融資行動と株価との関係をパネルデータ分析により検証のうえ、地価高騰期においては不動産関連融資比率の高さが投資判断に際し重視されていなかったという意味で有効に作用していなかったとしている。

具体的には、バブル期（1986年度～1990年度）およびバブル崩壊後（1991年度～1994年度）における銀行の株価変化率を被説明変数、不動産業向け融資比率や不動産関連三業種向け融資比率などを説明変数とする回帰方程式がOLSおよび固定効果モデルに基づき推計されている。そして、地価が高騰したバブル期においては説明変数に採用された不動産業向け融資比率や不動産関連三業種向け融資比率のパラメータの推計値が有意にゼロと異ならない一方で、バブル崩壊後は負という符号条件を満たすとともに有意にゼロと異なるという検定結果が得られた。この検定結果に基づき彼らは、1980年代後半の地価上昇期において資本市場は大手銀行による不動産関連融資の増進を肯定的に評価していた一方で、地価の下落が鮮明になった1990年代初め以降、不動産関連融資への集中を否定的に捉えるようになったことを示唆していると解釈している。

第1表 星・岡崎による推計結果

モデル	不動産 融資比率 (86-90)	不動産 融資比率 (91-94)	3業種 融資比率 (86-90)	3業種 融資比率 (91-94)	長信銀 ダミー	修正 R <sup>2</sup>	固定効果, 年ダミー, 市場収益率
1	0.411 (0.96)	-1.788 (-2.87)			0.045 (1.42)	0.928	年ダミー
2	-0.319 (-0.25)	-2.660 (-2.09)				0.924	固定効果 年ダミー
3	0.215 (0.22)	-1.698 (-1.84)				-0.079	日経 225
4	-3.309 (-0.99)	-4.967 (-1.48)				-0.202	固定効果 日経 225
5			0.127 (0.43)	-1.104 (-3.41)	0.081 (1.91)	0.932	年ダミー
6			-0.173 (-0.44)	-1.466 (-3.81)		0.029	固定効果 年ダミー
7			-0.128 (-0.22)	-0.884 (-1.67)		-0.078	日経 225
8			-2.041 (-1.63)	-2.580 (-2.18)		-0.176	固定効果 日経 225

(注) 被説明度数は前年度からの株価の上昇率である。OLSによる推定値で括弧内はWhite (1980)の方法によって不均一分散の問題について修正された $t$ 値を示す。最終列は、推定式に年ダミーが使われているか、固定効果による推定を行っているか、日経225の上昇率を使った市場モデルを推定しているか、を示している。

(出所) 星・岡崎 (2002)

このほか理論的な視点からの議論としては、堀内 (1999) がある。彼は、大蔵省による銀行保護行政が株式の相互持ち合いと相まって、資本市場からの銀行経営に対する監視圧力を弱めるとともに銀行経営の非効率化を招来したと主張する。この点に関連して鹿野 (2006) は、大蔵省による銀行保護行政を全面的に信頼のうえ、投資家が銀行経営に対する監視を放棄していたのであれば、投資家サイドにおいてモラルハザードが発生していた可能性にも配慮する必要があると指摘している。

### 2.3 本稿の目的と特徴

以上のとおり、先行研究においてはバブル経済期における資本市場からの銀行経営に対するチェック機能については否定的な意見が聞かれる一方で、

そういった見解を支えるべき実証分析がきわめて少ない。それゆえ、本稿では、バブル経済期における資本市場からの銀行経営監視機能の有効性について改めて実証的に検証することにした。

とりわけ本稿では、資産ポートフォリオが特定の産業セクターに偏り、融資集中リスクが高まった銀行の株式は投資家による売却の対象となるという点に着目し、1986年3月末から1998年3月末までを標本期間に採用のうえ、不動産関連三業種向け融資比率の高低が株価上昇率にどのような影響を及ぼしたかをパネルデータ分析に基づき統計的に推計することにより、資本市場の銀行経営に対するチェック機能が作用していたか否かについて検証することにした。

銀行の場合、先に掲げた不動産関連三業種向け融資比率の動きが示すように、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行、地方銀行といった業態ごとに取引企業の経営規模、融資方針や業種別融資構造が異なるほか、資本市場での評価においても、そういった特性の相違が織り込まれている。したがって、個々の銀行の株価は、銀行を取り巻くマクロ的な経済環境が収益に及ぼす効果に加え、個々の銀行に固有の事情を反映して形成される。このように銀行の株価は、観察不能な固有要素を織り込みながら日々変動するため、推計に際しては、標本となった個々の銀行に特徴的な属性を示す個別効果の存在を考慮したパネルデータ分析を利用することにした次第である。

このように本稿での分析アプローチは基本的には星・岡崎(2002)のそれと同じであるが、次の3点が特徴的である。すなわち、第1には、資本市場の銀行経営チェック機能のあり方をより幅広い観点から検証することを狙いとして、都市銀行および長期信用銀行に加え、信託銀行、地方銀行・第二地方銀行をも分析対象に含めることにした。第2に、バブル経済期における銀行の融資行動の検証に際しては、不動産業向け融資比率に代えて不動産関連三業種向け融資比率を重視することにした。星・岡崎(2002)による推計では前者が説明変数に利用されているが、大手銀行の場合、不動産業向け融資の多

くはリース・信販等のいわゆる関連ノンバンク経由で実行されるのが一般的な形態となっていたという事情に配慮し、説明変数には不動産関連三業種向け融資比率を採用することにした<sup>1)</sup>。第3に、資本市場のグローバル化の影響を考慮するべく、外国人投資家比率を説明変数に採用することにした。資産価格が高騰した1980年代後半は外国人投資家による日本株の売買が活発化した時期でもあり、国内投資家とは異なる投資原理を有する彼らの行動を独立した外部監視者として明示的に考慮することにしたからである。

### 3 推計方法と推計結果

#### 3.1 推計式、データおよび標本期間

本稿では、以上のような考え方に基づき、株価上昇率（SPS）を被説明変数に採用した。一方、説明変数としては、1期前の不動産関連三業種向け融資比率（SAN）、外国人投資家比率（FRATIO）、および年ダミーを用いた。このうち不動産関連三業種向け融資比率については、リスクの集中度合いを示すストックの代理変数として利用されている。そうした貸出は通常、期間1年以内の短期営業用不動産取得資金として実行されるため、ストック自体がその時々において銀行が抱えるリスク量を示していると考えられるからである。加えて、不動産関連三業種向け融資比率については同時性の問題に配慮して1期前のデータを用いることにした。

したがって、本稿でのパネルデータ分析に利用した推計式は、次のように示される。なお、誤差項  $e_{it}$  は銀行ごとの属性の相違を示す個別効果  $c_i$  と攪乱項  $v_{it}$  から構成されるとする。

$$SPS_{it} = \alpha + \beta_1 SAN_{it-1} + \beta_2 FRATIO_{it} + e_{it} \quad e_{it} = c_i + v_{it}$$

1) 厳密にいうと、この指標はベストではない。というのも、信販向け融資は金融に含まれるが、リース業向け融資は含まれない。リース業は産業分類上、サービス業のなかの物品賃貸業に区分されるため、銀行が公表する業種別貸出統計上はサービス業向けに含まれ、内訳計数としては公表されていないからである。その意味で、不動産関連三業種向け融資比率は銀行のバブル期の融資行動を議論するうえでは、次善的な計数といえることができる。

パラメータの符号条件は、 $\beta_1 < 0$  および  $\beta_2 > 0$  である。資本市場において特定セクターへの融資集中リスクが高いと判断された銀行の株価は低下する一方で、外国人投資家による銀行株の保有増加は株価の上昇に寄与すると考えられるからである。

次に、本稿で用いたデータと標本期間について説明する。標本期間については1985年度から1997年度までの12年間とし、都市銀行・長期信用銀行・信託銀行・地方銀行・第2地方銀行のうち東京証券取引所上場の銀行から構成される都市銀行・長期信用銀行・信託銀行・地方銀行・第2地方銀行合計のほか、都市銀行・長期信用銀行・信託銀行合計、都市銀行合計、長期信用銀行・信託銀行合計および地方銀行・第2地方銀行合計という5つを分析標本に採用することにした。

株価データについては、各年度最終日の株価を用いた<sup>2)</sup>。なお、株式分割あるいは額面金額の変更が行われた銀行の株価変化率については、前年度の株価を分割比率あるいは変更割合で除したうえで計算することにした。不動産関連三業種向け融資比率については、各銀行が公表した有価証券報告書の「業種別貸出残高」に記載された建設業向け貸出残高・不動産業向け貸出残高・金融業向け貸出残高の合計を貸出残高合計で除した計数を用いた（信託銀行については、銀行勘定と信託勘定の業種別貸出残高を合計した銀・信合計を採用した）。

推計期間については、星・岡崎（2002）にならってバブル経済期（1986年3月～1990年3月）、バブル崩壊期（1991年3月～1995年3月）に分けたほか、住専問題発覚以降の資本市場の経営チェック機能の評価を狙いとして金融システム不安定期（1996年3月～1998年3月）を追加した<sup>3)</sup>。なお、星・岡崎（2002）の場合、バブル経済期とバブル崩壊期との期間分割は1991年3月を基準とし

2) 一部の銀行については、年度最終日に取引が成立しなかったため、最終日の株価が得られなかった。そうした銀行については、最終日に最も近い日に成立した株価を利用した。

3) 一部の銀行においては、株価が特定の時期に乱高下を示すなど、攪乱的な動きがみられた。そういった銀行については標本から除外することにした。なお、標本から除外した銀行は次のとおりである。バブル経済期：東洋信託銀行、京都銀行、東邦銀行および東京相和銀行の4行。バブル崩壊期：東京銀行、金融システム不安定期：静岡銀行。

第2表 SPS および SAN の基本統計量

## (1) 全業態計

	SPS			SAN		
	86～90年	91～95年	96～98年	85～89年	90～94年	95～97年
標本数	380	480	276	380	480	276
平均	0.2203	-0.1103	-0.0811	0.2285	0.2585	0.2574
標準偏差	0.2964	0.1641	0.1817	0.0707	0.0765	0.0780
最大値	1.3973	0.5664	0.3921	0.4733	0.5328	0.5631
最小値	-0.3455	-0.6398	-0.5646	0.1111	0.1356	0.1422

## (2) 都・長銀・信託銀行計

	SPS			SAN		
	86～90年	91～95年	96～98年	85～89年	90～94年	95～97年
標本数	105	100	54	105	100	54
平均	0.2056	-0.1033	-0.1521	0.2751	0.3432	0.3603
標準偏差	0.4284	0.1884	0.2556	0.0862	0.0954	0.0939
最大値	1.3973	0.5664	0.3921	0.4733	0.5328	0.5631
最小値	-0.3455	-0.4579	-0.5646	0.1111	0.1877	0.2162

## (3) 都市銀行合計

	SPS			SAN		
	86～90年	91～95年	96～98年	85～89年	90～94年	95～97年
標本数	65	50	24	65	50	24
平均	0.1667	-0.0785	-0.1414	0.2216	0.2609	0.2732
標準偏差	0.3800	0.1559	0.2327	0.0417	0.0453	0.0407
最大値	1.3973	0.2000	0.2315	0.3175	0.3710	0.3640
最小値	-0.2883	-0.4022	-0.4264	0.1111	0.1877	0.2162

## (4) 長信・信託銀行合計

	SPS			SAN		
	86～90年	91～95年	96～98年	85～89年	90～94年	95～97年
標本数	40	50	30	40	50	30
平均	0.2687	-0.1282	-0.1606	0.3621	0.4255	0.4299
標準偏差	0.4960	0.2148	0.2761	0.0665	0.0500	0.0591
最大値	1.3708	0.5664	0.3921	0.4733	0.5328	0.5631
最小値	-0.3455	-0.4579	-0.5646	0.2132	0.3305	0.3252

## (5) 地銀・第2地銀合計

	SPS			SAN		
	86～90年	91～95年	96～98年	85～89年	90～94年	95～97年
標本数	275	380	222	275	380	222
平均	0.2259	-0.1122	-0.0638	0.2108	0.2362	0.2324
標準偏差	0.2275	0.1573	0.1545	0.0544	0.0512	0.0473
最大値	1.1713	0.3807	0.3075	0.4517	0.4491	0.4184
最小値	-0.2403	-0.6398	-0.5636	0.1216	0.1356	0.1422

て実施されており、この点、本稿で採用された推計期間とは微妙に異なる。

第2表は、推計期間ごとにSPSおよびSANの基本統計量を示したものである。この表からは、不動産関連三業種向け融資比率が最も高い業態は長信・信託銀行であり、その比率は1980年代後半以降、40%前後で推移するなど、都市銀行や地方銀行のそれを15～20%ポイント方上回っていたことがわかる。その背景としては、長信・信託銀行の場合、重厚長大産業に属する取引先大企業の多くが資本市場調達にシフトするという経営環境変化のなかで、業容の維持・拡大を狙いとして不動産関連三業種向け融資を1980年前後から伸長させてきたという事情が挙げられる。加えて、この比率の場合、ほとんどすべての業態において期を追うごとに上昇していることが見て取れる。その一方で、株価は傾向的には資産価格バブルの拡大・崩壊と軌を一にした動きを示現しているが、各行ごとの振れが大きいので、業態ごとの特徴点は見出し難いといった事実が確認できる。

### 3.2 推計結果

よく知られているように、パネルデータ分析手法としては、誤差項に含まれる個別効果を非確率変数として取り扱う固定効果モデルと確率変数とする変量効果モデルの2つがある。そして、説明変数と誤差項に含まれる個別効果との間に相関関係がある場合、変量効果モデルによる推定量は一致性を満たさない一方、固定効果モデルによる推定量は一致性を満たすことが知られている。固定効果モデル、変量効果モデルいずれの推計方法が適切であるかを事前に決めるのはきわめて困難であり、通常は北村(2006)が指摘するように、①個別効果は果たして存在するといえるのか、②仮に存在するとした場合、説明変数との間に相関関係があるか否か、といった問題についてきちんとした手順にしたがって検定を行ったうえで推計モデルを選択することが求められる。本稿での推計結果の場合、固定効果モデルにおいては非確率的な個別効果にかかわるパラメータの推計値はすべてゼロであるという帰無仮説

を棄却することができなかつたため、固定効果モデルを先験的に採用した星・岡崎（2002）とは異なって、変量効果モデルを利用することにした。

企業の財務データなどを利用したパネルデータ分析の場合、企業ごとの特性の相違を反映するかたちで固定効果モデルが選択される事例が多いなか、変量効果モデルが選択された背景としては次のような事情が指摘できよう。すなわち、第1に、確かに銀行の場合、都市銀行や長期信用銀行と地方銀行・第2地方銀行との間では営業基盤や営業戦略は大きく異なる。しかし、その業務内容は規制産業という性格を反映してほぼ同じであり、ある特定の銀行が他の銀行とまったく異なる金融サービスを提供するという事は事実上ありえない。第2に、株式市場において投資家は、割安な銀行株を買う一方で割高な銀行株を売るといった価格裁定取引を活発に行っている。その結果、株価水準は営業戦略等を反映して銀行間で異なっていたとしても、株価の変動率は一定の値に収斂する傾向がみられる。

第3表は、OLS および変量効果モデルによる推計結果を示したものである。これらの推計結果は、標本、標本期間および推計方法の相違を反映して微妙に異なっているものの、達観すると先に掲げた星・岡崎（2002）のそれと概ね一致しており、「80年代後半、市場は銀行の不動産融資への傾斜をマイナスに評価したことはなかったといえる。市場が評価を変更したのは、地価の下落が明らかになった、1991年以降であった」（346頁）という彼らの議論を支持している。加えて、新たに追加した金融システム不安定期においても、ほぼ同様の推計結果が得られた。

その一方で、1980年代後半のバブル経済期における都・長銀・信託銀行合計という大手銀行を対象とした変量効果モデルによる推計結果（モデル13～24）では、星・岡崎（2002）とは異なり、不動産関連三業種向け融資比率にかかわるパラメータの推計値の符号はプラスとなった。また、バブル崩壊期では予想どおりの推計結果が得られたが、金融システム不安期では不動産関連三業種向け貸出にかかわるパラメータの推計値は符号条件を満たしたものの

第3表 推計結果

モデル	推計方法	SAN <sub>1</sub>		FRATIO	修正済み 決定係数	D.W. 値	
		86～90年	91～95年 96～98年				
(1) 都銀・長信・信託・地銀・第2地銀合計							
1	OLS	0.0016 (0.0071)			0.4071	2.2215	
2	OLS		-0.2402*** (-2.7466)		0.3961	1.9109	
3	OLS			-0.5848*** (-4.7105)	0.3853	2.1291	
4	OLS	0.0163 (0.0754)		-0.0033 (-0.1652)	0.4054	2.2227	
5	OLS		-0.2991*** (-3.5148)	0.0184*** (4.5719)	0.4286	2.0408	
6	OLS			-0.5457*** (-4.4711)	-0.0037 (-0.9338)	0.3787	2.1367
7	変量効果モデル	-0.0802 (-0.3799)			0.4067	1.7801	
8	変量効果モデル		-0.2395*** (-3.0010)		0.3961	1.5327	
9	変量効果モデル			-0.5727*** (-4.1221)	0.3785	1.2747	
10	変量効果モデル	-0.0800 (-0.3613)		-0.0003 (-0.0163)	0.4049	1.7803	
11	変量効果モデル		-0.2957*** (-3.0415)	0.0194*** (4.6615)	0.4285	1.6015	
12	変量効果モデル			-0.5299*** (-3.6490)	-0.0042 (-0.9869)	0.3786	1.2835
(2) 都・長銀・信託銀行合計							
13	OLS	0.3846 (1.5208)			0.7849	1.9483	
14	OLS		-0.4365*** (-3.1864)		0.5227	2.1080	
15	OLS			-0.2021 (-0.9869)	0.6779	1.9211	
16	OLS	0.3752 (0.9699)		0.0165 (0.4672)	0.7729	1.9455	
17	OLS		-0.3794*** (-2.7301)	0.0212*** (1.8834)	0.5440	2.2011	
18	OLS			-0.1976 (-0.9482)	0.0025 (0.3635)	0.6725	1.9143
19	変量効果モデル	0.2134 (0.6995)			0.7731	1.2974	
20	変量効果モデル		-0.4363*** (-3.1418)		0.5227	1.9062	
21	変量効果モデル			-0.1919 (-0.7971)	0.6779	1.9211	
22	変量効果モデル	0.2104 (0.7043)		0.0207 (0.7260)	0.7719	1.2913	
23	変量効果モデル		-0.3577** (-2.1028)	0.0217** (2.1809)	0.5438	1.9430	
24	変量効果モデル			-0.1884 (-0.7805)	0.0026 (0.3401)	0.6725	0.9007

モデル	推計方法	SAN <sub>-1</sub>		FRATIO	修正済み 決定係数	D.W. 値	
		86～90年	91～95年				96～98年
(3) 都市銀行合計							
25	OLS	0.8266 (1.3702)			0.8654	2.4795	
26	OLS		-0.9019** (-2.5943)		0.7244	1.8585	
27	OLS			-0.9226 (-1.6496)	0.8141	1.0781	
28	OLS	0.9434 (1.3198)		0.0149 (0.4141)	0.8636	2.4733	
29	OLS		-0.9127** (-2.5466)	-0.0038 (-0.2684)	0.7187	1.8549	
30	OLS			-0.9053 (-1.4918)	-0.0016 (-0.1470)	0.8293	1.7787
31	変量効果モデル	0.8336 (1.6252)			0.8655	2.2199	
32	変量効果モデル		-0.8309** (-2.3646)		0.7240	1.3900	
33	変量効果モデル			-0.7348 (-1.3134)	0.8357	1.0700	
34	変量効果モデル	1.0091* (1.6867)		0.0222 (0.5998)	0.8763	2.1958	
35	変量効果モデル		-0.8343** (-2.3631)	-0.0004 (-0.0285)	0.7177	1.3916	
36	変量効果モデル			-0.7584 (-0.0762)	-0.0007 (-0.0762)	0.8279	1.0634
(4) 長信・信託合計							
37	OLS	-1.0288 (-1.3674)			0.7617	1.5630	
38	OLS		-0.9018** (-2.2484)		0.5185	2.0460	
39	OLS			-0.2519 (-0.4223)	0.5545	2.0280	
40	OLS	-1.0310 (-1.4436)		-0.0004 (-0.0105)	0.7545	1.5634	
41	OLS		-0.6697* (-1.7246)	0.0252** (2.0298)	0.5492	2.2087	
42	OLS			-0.1772 (-0.2633)	0.0049 (0.5346)	0.5405	2.0515
43	変量効果モデル	-1.3419 (-1.3274)			0.7608	1.0915	
44	変量効果モデル		-0.7704 (-1.5092)		0.5176	1.8587	
45	変量効果モデル			-0.2617 (-0.3863)	0.5545	0.8952	
46	変量効果モデル	-1.3524 (-1.2925)		-0.0033 (0.0780)	0.7536	1.0936	
47	変量効果モデル		-0.6042 (-1.2849)	0.0241* (1.8891)	0.5488	1.9782	
48	変量効果モデル			-0.2005 (-0.2874)	0.0043 (0.3637)	0.5404	0.9023

モデル	推計方法	SAN <sub>-1</sub>		FRATIO	修正済み 決定係数	D.W. 値	
		86～90年	91～95年 96～98年				
(5) 地銀・第2地銀合計							
49	OLS	0.2556 (0.6503)			0.2999	2.3715	
50	OLS		-0.3478** (-2.2828)		0.3992	1.7577	
51	OLS			-0.7624*** (-3.9972)	0.2910	2.1173	
52	OLS	0.2826 (0.7427)		-0.0051 (-0.3098)	0.2846	2.3753	
53	OLS		-0.3789** (-2.5211)	0.0176*** (-4.1257)	0.4301	1.8479	
54	OLS			-0.7687*** (-4.0381)	-0.0028 (-0.6175)	0.2889	2.1216
55	変量効果モデル	0.2338 (0.9432)			0.2868	1.8874	
56	変量効果モデル		-0.3453*** (-2.6752)		0.3992	1.3836	
57	変量効果モデル			-0.7603*** (-4.1018)	0.2910	1.3084	
58	変量効果モデル	0.2446 (0.9575)		-0.0025 (-0.1852)	0.2845	1.8893	
59	変量効果モデル		-0.3764*** (-3.0143)	0.0180*** (4.5339)	0.4302	1.4467	
60	変量効果モデル			-0.7669*** (-4.1341)	-0.0028 (-0.5844)	0.2889	1.3128

(注) 括弧内は $t$ 値を示す。また、\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれパラメータの推計値はゼロであるという帰無仮説が有意水準10%、5%、1%で棄却されることを示す。

ゼロであるという帰無仮説を棄却することはできなかった。この間、都市銀行のみを対象とした推計(モデル25～36)も同様の結果となったが、都・長銀・信託銀行合計と比較した場合、概して有意水準が低かった。

長信・信託銀行合計を分析標本としたパネルデータ分析の場合、モデル37～48に掲げられたように、他の業態とは異なってすべての標本期間において不動産関連三業種向け融資比率のパラメータは負という符号条件を満たしたが、その一方で、ゼロと有意に異なることはなかった。地銀・第2地銀合計を分析標本とするパネルデータ分析(モデル49～60)の場合も、都・長銀・信託銀行合計のそれとほぼ同様の推計結果を得たが、次の2点が特徴的である。すなわち、第1に、自由度修正済み決定係数は概して低い。第2に、金融システム不安定期を対象とする推計においては、不動産関連三業種向け融

資比率のパラメータは負という符号条件を満たすとともに、有意にゼロと異なる。このような結果が得られた背景としては、地方銀行等の場合、その経営者の多くが堅実経営を旨として不動産関連融資については慎重に対処していた一方で、大手銀行ほど経営基盤が磐石ではないため、投資家自身も金融不安の深刻化とともに地方銀行株に対しては慎重な投資姿勢を堅持していたといった事情が挙げられよう。

この間、外国人投資家の投資行動を示す代理変数として追加した外国人投資家による株式保有比率（FRATIO）は概ね、バブル崩壊期を除き、有意にゼロとは異ならなかった。この結果は、バブル期から1990年代後半までの時期においては外国人投資家の行動は概ね、銀行株価の形成に対し大きな影響を与えていなかったことを示唆している。そしてまた、このこと自体、1990年代後半までの日本の資本市場においては、いわゆる4社体制の下、日本に独特の論理にしたがって株価が形成され、外国人投資家もその流れに乗った投資戦略の実行を求められたことを示唆している。

### 3.3 推計結果に関する考察

以上のとおり、本稿では、不動産関連三業種向け融資比率をリスクの集中度を示す代理変数に利用のうえ、銀行によるリスクテイク行動に対する資本市場からのチェック機能が有効に作用していたのか否かという問題について統計的に検証した。この検証結果は、次のとおり要約することができる。

第1に、いわゆるバブル経済期においては、星・岡崎（2002）が指摘したとおり、達観すると、資本市場では銀行による不動産関連融資比率の上昇をリスク要因としては捉えていなかったことが判明した。第2に、業態別にみた場合、都市銀行における不動産関連融資の伸張は利益の向上につながったこともあって資本市場では肯定的に評価されていた一方、不動産関連融資比率の高い長信・信託銀行や経営基盤が相対的に弱い地銀等の融資伸張に対し投資家の多くは慎重な姿勢を堅持していたことが示唆された。第3に、1980年

代後半、外国人投資家の行動は概ね、銀行株価の形成に大きな影響を与えていなかった。

これらの検証結果を総合すると、わが国の資本市場の場合、バブル経済時のように外部環境が良好なときを中心として目先の収益獲得が重視される一方で、不動産関連融資に潜むリスクが等閑にされるなど、銀行経営に対する監視機能は必ずしも期待どおりには作用していなかったといえよう。この結論は、当然ともいえる。投資家の場合、足許に大きな利益機会が存在する場合、リスク回避よりも短期的な収益の確保を重視するという近視眼的な行動に出ると考えられるからである。

しかし、それはまた、バブル経済期、わが国の資本市場においては高いリスクを抱えた銀行の株式を売却するという行動が広範化するまでには至らなかったことを意味している。加えて、大手銀行の多くは1987年から1990年にかけて自己資本の充実を目的として増資新株を相次いで発行したが、そのほとんどは順調に消化された。この事実も、バブル経済期当時、銀行経営に対する資本市場の経営監視は機能不全の状態にあったことを示している。

それでは、資本市場の銀行経営チェック機能はなぜ有効に機能しなかったのだろうか。この問題については、先行研究においては必ずしも取り上げられていないが、資本市場のあり方を議論するうえでは重要な論点である。この点に関連してわれわれとしては、次の3点を指摘したい<sup>4)</sup>。

第1は、株式の相互持ち合い、4社体制と称される1990年代後半までの株式市場を支配した日本に独特の市場論理である。株式の過半は銀行、保険会社や取引先企業により安定的に保有され、企業業績が悪化しても当該企業の株式が売却される事例はごくわずかにとどまっていた。加えて、株式の市場売買高のかなりの部分は大手証券会社4社を経由したものであるほか、そうした売買注文の多くは彼らの推奨に基づいていた。そのため、企業業績というファンダメンタルズとの比較において割高な株式を売却し、割安な株式を

---

4) 日本の資本市場に独特な株価形成メカニズムの詳細については、井出（2005）を参照。

購入するという純投資に基づき株価が形成される環境にはなかったと考えられる。

第2には、株価裁定手段の欠如が挙げられる。1980年代、欧米の機関投資家が日本の株式市場に本格的に参入してきた。そうした機関投資家の売買論理はファンダメンタルズに基づく純投資であり、たとえば株価がファンダメンタルズとの比較において割高と判断された場合、売りが先行する。しかし、日本市場への参入まもなく現物株の保有が少ない欧米投資家においては、株価に関連する裁定行動を実現するための手段が欠如していた。それゆえ、わが国に独特の株価形成メカニズムが温存され、株価バブルの土壌を形成したといえる。こうした市場構造を根本的に変えたのが1980年代末に導入された株価指数先物取引、株価指数オプション取引であった。そういった取引の導入を契機として1990年以降、株式市場全体の動きに関連して本格的な裁定取引を行うことが可能となったが、それ以前の時期においては、先に掲げたわが国に独特の価格形成メカニズムが資本市場を席卷していたのである。

第3には、上記2つの日本の株式市場が内包する構造的要因に加え、銀行株式に固有の要因として護送船団方式と称される手厚い銀行保護行政を背景として醸成された銀行不倒神話が投資家におけるモラルハザードを発生させ、それが資本市場の経営チェック機能を減殺したことが挙げられる。銀行が政府により強く保護されていると、たとえ経営に失敗しても破綻する確率はきわめて低くなる。それゆえ、投資家からみた場合、ハイリスク・ハイリターン型の資産ポートフォリオを有する銀行に投資するのが有利な戦略となる。実際、バブル期においては、銀行破綻はありえないと考えられていたほか、万が一そういった事態が生じたとしても、経営基盤の脆弱な中小銀行に限られるという見方が支配的であった。こうした捉え方が、都市銀行と長信・信託銀行および地方銀行などとの推計結果の相違を招来したと考えられる。ちなみに長信・信託銀行の場合、1987年6月以降、アメリカの有力格付け機関

による格付け引き下げの動きが広範化し、それが株価下落を促し、バブル経済期においては期待どおりの推計結果が得られることになった。

いずれにしても、わが国の資本市場による経営監視はそれなりに機能しているが、バブル期においては日本に独特の市場構造や政府による手厚い銀行保護行政に起因する投資家のモラルハザード発生の結果として、市場からは銀行経営者に対する警鐘が期待されたほどには鳴らなかったと総括することができる。その意味で、株式にかかわる派生商品取引の導入に伴う裁定機会の拡大や、1990年代後半に実施された銀行保護行政との訣別、自己査定・早期是正措置を核とするルール型行政への移行は、資本市場の経営チェック機能を強化するうえでも適切な措置であったと積極的に評価することができる。

#### 4 お わ り に

本稿では、バブル期から金融システム不安期における銀行経営に対して資本市場の経営チェック機能が働いていたのか否かという問題について、実証的な観点から検証した。その結果、銀行全体としてみた場合、星・岡崎（2002）に代表される既往研究成果と同様に、資本市場からは銀行経営者に対する警鐘が期待されたほどには鳴らなかったと総括することができる。

この結論を新たな知見として受け入れるためには、資本市場の経営チェック機能が期待どおりに作用しなかった背景に関する説得的な議論の展開が求められる。この問題について検討したところ、次に掲げるような日本の資本市場に独特の論理が資本市場の監視機能を減殺する方向で働いたと判断されるため、上記の結論は適切と考えられる。

すなわち、日本の資本市場の監視機能を抑制する方向で作用したのは、第1には株式の相互持ち合い、4社体制と称される1990年代半ばまでの株式市場を支配した日本に独特の市場論理であり、第2には株価裁定手段の欠如がそういった論理を間接的に支えてきたといえる。このほか、銀行株式に固有の要因として護送船団方式と称される手厚い銀行保護行政を背景

として醸成された銀行不倒神話が投資家におけるモラルハザードを発生させ、それが資本市場の経営チェック機能を減殺したことが指摘できる。

そうした観点のうえに立つと、株式にかかわる派生商品取引の導入に伴う裁定機会の拡大や、1990年代後半に実施された銀行保護行政との訣別、自己査定・早期是正措置を核とするルール型行政への移行といった近年実施された各種の措置は、資本市場の経営チェック機能を強化するうえでも適切な措置であったと積極的に評価することができる。資本市場の経営監視機能を高めるためにも、今後、そういった措置のさらなる実施が求められる。

## 【参考文献】

- Diamond, D. W., (1984) "Financial Intermediation and Delegated Monitoring," *Review of Economic Studies*, 59, pp.393-414.
- 堀内昭義, (1999) 『日本経済と金融危機』 岩波書店.
- 星 岳雄, 岡崎哲二, (2002) 「1980年代の銀行経営」 村松岐夫, 奥野正寛編 『平成バブルの研究 (上)』 東洋経済新報社, pp.313-358.
- 井手正介, (2005) 『不均衡発展の60年』 東洋経済新報社.
- 北村行伸, (2006) 『パネルデータ分析』 岩波書店.
- 松浦克己, コリン・マッケンジー, (2001) 『EViewsによる計量経済分析』 東洋経済新報社.
- 翁 邦雄, 白川方明, 白塚重典, (2000) 「資産価格バブルと金融政策」 『金融研究』 (日本銀行金融研究所) 第19巻第4号, pp.261-322.
- 奥村洋彦, (1999) 『現代日本経済論』 東洋経済新報社.
- 鹿野嘉昭, (2006) 『日本の金融制度』 東洋経済新報社.
- 和合 肇, 伴 金美, (1988) 『TSPによる経済データの分析 (第2版)』 東京大学出版会.
- 吉富 勝, (1998) 『日本経済の真実』 東洋経済新報社.

## The Doshisha University Economic Review Vol.58 No.4

## Abstract

Yoshiaki SHIKANO, *Bad Loan Problem and Corporate Governance in Japan*

This paper aims to examine empirically whether or not the capital market in Japan had disciplined Japanese banks to maintain their asset quality in a good condition in the midst of and after the asset price bubble period. We confirmed that the monitoring functions of the capital market did not work as expected. The following three reasons can be cited; (a) the mutual holding of equities and market dominance by the “Big Four” securities companies before mid1990’s had weakened their function, (b) non-availability of equity derivatives up to 1990 had deterred arbitrage transactions, and (c) the moral hazard occurred among investors because the Japanese government’s bank protection policy called “convoy system” had ensured no bank failures.