

# バブル期以降の信用金庫不良債権発生に関する一考察<sup>1</sup> —過剰貸出の観点から—

April 2004

## バブル期以降の信用金庫不良債権発生に関する一考察 —過剰貸出の観点から—

森 映雄 岩本 光一郎 黄 巍  
No.0401

A study on Japanese Sinkin banks' bad loans after the Bubble years  
: viewpoint of overlending

Teruo Mori Koichiro Iwamoto Huang Wei  
No.0401

森 映雄<sup>2</sup>

早稲田大学政治経済学部

岩本 光一郎<sup>3</sup>

早稲田大学現代政治経済研究所

黄 巍<sup>4</sup>

早稲田大学経済学研究科

### 1 はじめに

情報の経済学では、往々にして借手である企業が情報優位者で、貸手である金融機関は情報劣位者として取り扱われるが、それは借手のモラルハザードにより負債契約に記された内容が履行されない可能性があることに起因している。信用金庫は、狭域的な営業エリアで地縁・人縁を駆使して取引先との接触頻度を高め、財務諸表等からのハード情報では獲得しにくい経営者の資質・行動等についてのソフト情報を収集し、負債契約のエージェント間に存在する情報の非対称性の壁を低くすることでエージェンシー・コスト低減を図るリレーションシップ・バンкиング（以下、RBと略称）を実践し、地域金融機関としての「名声」を得てきた、といわれる。RBは、このコスト効果により貸出債権の不良化の確率を下げる。つまり貸出債権の適正なリスク管理によって信用金庫経営の健全性の維持が可能になり、ひいてはその事が地域金融システム全体の安定性の向上にもつながり、信用金庫が営業地盤とする地域経済の景気に正の効果をもたらすというのである。

ところが全信用金庫のリスク管理債権総額は、それが初めて正式に公表された1996年度末において、11,000億円にも上った。健全な金融機関経営を可能にするはずのRBの遂行を自負してきた信用金庫で、このような事態が発生したのは、現状におけるRBの一つの問題点である「過剰貸出」(overlending)に原因の一端があるのでないか、というのが本稿が提示する仮説である。

いかなる状況をもってその信用金庫を過剰貸出の状態にあるというか、という定義自体、非常に興味深くかつ難しい問題ではあるが、本稿の解釈では、過剰貸出の状態にある信用金庫は、質の低い（＝デフォルト・リスクが高い）債権を大量に抱え込むことになる。ただ、たとえ債権の質が低くとも、それが無事に返済されていれば「デフォルトの確率が高かった」という事実すら表面化しなかつたであろう。しかし不運なことに、信用金庫が積極的な融資姿勢を示した時期—1990年代前半—は、その営業基盤である各地域経済が軒並み悪化の一途を辿っていた時期である。もともと質の低かった債権はその影響を受けて次々に焦げ付き、そしてそういう債権を大量に抱え込んでいたがために、

<sup>1</sup>本稿の作成過程にあっては、近藤康之早稲田大学助教授より多数の有益なコメントを貰った。改めて謝意を表すると共に、それでも文中に残る誤りについては、今までなく筆者達に責があることをここで明言しておく。

<sup>2</sup>e-mail : moriteru@waseda.jp

<sup>3</sup>e-mail : 2992501b@toki.waseda.jp

<sup>4</sup>e-mail : huang@toki.waseda.jp

結果として信用金庫は巨額の不良債権を発生させることになってしまった、というのが本稿で想定している筋書きである。この筋書きに従い、本稿では1990年代前半の信用金庫に関する以下の2点について、実証的側面から検証している。

- ・不良債権と過剰貸出の関係
- ・不良債権と地域景況の関係

さらに、貸出が過剰になるのを許し、債権が不良化するのを放置していたのは、信用金庫の情報処理体制に問題があったのではないかと考え、この要素も分析に加えている。

分析の結果、不良債権の発生と過剰貸出・地域景況の間には有意な関係があること、それも単純に影響を与えていたのではなく、色々な要素が複合的に作用していることが判明した。その中でも特に、信用金庫の情報処理体制の不備が様々な侧面から影響しているらしいことが見て取れた。

## 2 不良債権と過剰貸出の関係

### 2.1 信用金庫の貸出動向

よく知られているように、1970年代以降における金融自由化の進展は、大企業を中心に直接金融比率の上昇、金融機関の収益率の低下、都市銀行を中心全国銀行の中小企業貸出比率の上昇をもたらした。そしてそれまでは護送船団方式による「住み分け」の中で安穩としていた、中小企業専門金融機関である信用金庫は、全国銀行の貸出動向の影響を受けることになった。従来、信用金庫の顧客であった中堅企業が、自己の社会的名声の獲得、取引範囲の広域化、経営上必要な情報生産能力の有無などを理由に、取引金融機関を全国銀行に鞍替えし始めたのである。このような企業を、信用金庫側の視点から「卒業生企業」と呼ぶ。金融革新が進行する中、金融機関間の競争が激化し、資本市場にも顧客を奪われる結果となった都銀など全国銀行は、従来取引対象としてこなかった中小企業、信用金庫から見れば卒業生企業への貸出を増加させていった。その結果、バブル期にかけて信用金庫貸出金－全国銀行貸出金比率はほぼ全国的に低下し続けたのである。

しかしバブルの崩壊は、信用金庫の貸出環境を一変させ、信用金庫貸出金－全国銀行貸出金比率は全国的に上昇基調に転じた。それには、全国銀行の不良債権の発生およびBIS規制に関する金融当局の裁量的適用が作用したと考えられる。BIS規制に対応するため、全国銀行は貸出資産の洗い出しを行ったが、そこで全国銀行はBISの自己資本比率を維持するため、貸出総量の圧縮ではなく、相対的に安全度が高いと考える貸出先への貸出資産集中化を選択した。つまり全国銀行は、安全度が低いと見られる貸出先に対する貸出圧縮（当時、「貸し渋り」や「貸し剥し」という言葉が新聞紙上を賑わしたのは記憶に新しい）を実行したのである。この貸出圧縮は、全国銀行と長期顧客関係がない中小企業が主にその対象となった。それら中小企業の多くはバブル期にかけて全国銀行と新たに顧客関係を結んだ企業であり、信用金庫の視点から見れば「卒業生企業」である、かつての主力取引先だった中堅クラスの企業であったと推測される。そして全国銀行から融資対象外になり、資金調達手段に窮した卒業生企業は、地元の信用金庫を頼った。信用金庫側も、バブル期に低下した預貸率の引き上げ、全国銀行に浸食された貸出金シェアの回復を目的に、それらの企業への貸出や債務保証を実行した。つまりバブル崩壊以降の全国的な地域経済環境の悪化の中でも、信用金庫には高度経済成長期同様の「貸出至上主義的経営姿勢」が存在したと考えられるのである<sup>5</sup>。

<sup>5</sup>本稿のここまで記述は森(2001)・(2000)による。

ここまで話をまとめると、金融自由化がスタートした70年代以降、信用金庫は全国銀行の行動を逆方向に後追いしていた可能性がある。そこでわれわれは、その可能性を調べるために簡単なテストを行うことにした。具体的には、該当時期における信用金庫と全国銀行（都銀および地銀<sup>6</sup>で代替）の貸出金残高間のGranger因果律の検定を試みた。われわれが行ったGranger因果律検定の詳細は補論1を参照願いたいが、検定結果からは信金の貸出金残高には都銀および地銀のそれがGrangerの意味で因果関係を持っているが、都銀は地銀・信金の影響を受けずに一人我が道を往き、地銀は信金には無関心だが都銀とは微妙な関係<sup>7</sup>にある、ということが分かった。もちろん、Grangerの意味でいう因果の関係とは、「因果関係」という言葉が本来意味する関係とは異なるが、現実のデータからは、少なくともわれわれの考察とは矛盾しない分析結果が得られたことになる。

### 2.2 過剰貸出行動と不良債権発生のメカニズム

本節では、金融仲介機関の過剰貸出行動についての理論的な意味づけを試みている。なお本節のモデルはMeza and Webb(1987)に基づいている。

すべての経済主体がリスク中立である場合を考える。無数の個人が[0,1]の間に連続で分布している。すべての個人が投資プロジェクトを持ち、各プロジェクトは $t_0$ 期に1単位の投資を必要とし、一期後の $t_1$ 期にプロジェクトが終わり、不確定なリターンが得られる。

簡単化のために、実現可能な結果は成功と失敗の二つのケースしかないとする。成功の確率を $p$ 、失敗の確率を $1-p$ とする。成功した場合プロジェクトは $y$ 単位のリターンをもたらすが、失敗した場合の収益は0とする。成功確率 $p$ は個人によって異なり、[0,1]の区間に密度関数 $f(p)$ にしたがって分布している。相応の累積分布関数を $F(\cdot)$ とする。

すべての個人が $W < 1$ 単位の初期資産を持つとする。したがってプロジェクトに投資するには外部から資金 $1-W$ を調達しなければならない。ローン市場には完全競争下にある複数の金融仲介機関が存在するが、個人は一回につきひとつの金融仲介機関から資金を調達しなければならない。

一方、経済における資金供給は金利 $r$ の増加関数で、 $S(r)$ で表す。

ローンは標準負債契約で結ばれるとし、個人は有限責任しか負わず、単位借入あたりの返済額を $R(p)$ とする。

まず、個人はプロジェクトに投資するかどうかを決める。明らかに、

$$p[y - R(p)(1 - W)] - W \geq rW, \quad (1)$$

であれば、プロジェクトに投資することを選好する。(1)式の左側はプロジェクトに投資する場合の収益で、右側は資産を安全資産に投資する場合の収益であることがわかる。この式は個人の個人合理性条件 (IRC, or individual rationality constraint) と呼ぶ。

一方、金融仲介がプロジェクトに投資する条件（つまり金融仲介の個人合理性条件）は：

$$pR(p)(1 - W) - (1 - W) \geq r(1 - W), \quad (2)$$

で表せる。

最初に、 $p$ が共有知識である場合を考える。個々のプロジェクトに対して、上記の(1)と(2)の両方が満たされればプロジェクトが投資される。

<sup>6</sup>第2地銀を含む。

<sup>7</sup>ここで「微妙な関係」と記述したのは、補論1に記述したように有意水準5%では無関係だが10%ではGrangerの意味での因果関係が存在するためである。

金融仲介は完全競争に直面しているので、利潤がゼロになるまで貸出を行うと考えられる。よって(2)式が等式として成り立ち、 $R(p)$ が $p$ の減少関数であることがわかる。

$pR(p) = r$ を(1)式に代入し、個人がプロジェクトに投資する条件は

$$p \geq \frac{r + W}{y}, \quad (3)$$

として表せる。(3)式が等式として満たされる $p$ を $p^*$ として定義すれば、明らかに：

$$\begin{cases} p \geq p^* & \text{個人が } 1 - W \text{ を購入しプロジェクトに投資する} \\ p < p^* & \text{プロジェクトが投資されず、個人が } W \text{ を安全資産に投資する} \end{cases}$$

という結果が得られる。一方資金市場では安全資産の利子率 $r^*$ は次のローン市場の均衡条件によって決められる：

$$\int_{p^*}^1 (1 - W) f(p) dp = S(r^*). \quad (4)$$

上記(1)式と(2)式を加算し $p = p^*$ を代入すれば

$$p^* y = 1 + r, \quad (5)$$

つまり、割引現在価値が正であるプロジェクトだけが投資されることがわかる。すなわち完全情報( $p$ が共有知識)のケースでは信用割当も過剰貸出も存在せず、社会的に見て一番好ましい投資レベルが達成されることになる。

次に金融仲介機関が $p$ についての情報を持たず、ただ上記と同じような行動基準—利潤がゼロになるまでできるだけ多くの貸出を行う—に従がって貸出を行うケースを考える。この場合、限界的な個人のプロジェクトの成功確率 $\hat{p}$ と返済額 $\hat{R}$ が下記の式で同時に決定される：

$$\hat{p}(y - \hat{R}(1 - W)) = (1 + r)W, \quad (6)$$

そして、

$$E[p|p > \hat{p}] \hat{R}(1 - W) = (1 + r)(1 - W). \quad (7)$$

ここで $E$ は期待値をあらわしている。

ペイズの定理により：

$$E[p|p > \hat{p}] = \frac{\int_{\hat{p}}^1 p f(p) dp}{1 - F(\hat{p})},$$

(6)式と(7)式はそれぞれ個人と金融仲介の個人合理性条件で、限界(投資されるかどうかが無差別なプロジェクト)ではそれぞれ等式として成り立つはずである。この両式を加えると：

$$\hat{p}y + \hat{R} \frac{\int_{\hat{p}}^1 (p - \hat{p}) f(p) dp}{1 - F(\hat{p})} = 1 + r, \quad (8)$$

が成り立つことがわかる。積分部分が正なので、

$$\hat{p}y < (1 + r). \quad (9)$$

つまり、過剰投資が行われることになる。

本節のモデルによる考察をまとめると、完全情報では金融仲介機関の利潤を最大にする行動が、不完全情報の場合には過剰貸出、ひいては不良債権を抱え込む原因にもなってしまう<sup>8</sup>。金融自由化以降、本稿で分析対象とする金融仲介機関—具体的には信用金庫—の融資姿勢は、基本的に後者のケースに当てはまるというのが、われわれの想定である。それでは、なぜ信用金庫が完全情報の場合と同じ行動を現実世界において取ってしまったのか。その原因として考えられるいくつかの事項について、次節で考察する。

### 2.3 信用金庫の過剰貸出の原因

Stiglitz and Greenwald(2003)は、自己資本比率規制が貸出債権のリスク管理を強化させ不良債権の抑制に作用するより、銀行と規制当局の情報の非対称性から、銀行をしてより危険な資産構成に走らせる誘因をもつ、と指摘する。つまり規制下においては銀行経営者は自己資本比率を維持するため、清算すべき非効率な企業にも追加融資し、不良債権の顕現を先延ばしする、いわゆる「ソフト・プロジェクト」を引き起こす可能性がある(Boot(2000), Meza(2002))、といでのある<sup>9</sup>。

この論理に従うと、BIS自己資本比率規制の適用に基づく金融機関の不良債権の公表が、金融当局の裁量的姿勢から信用金庫について遅れたことが、既述のような信用金庫の過剰な貸出姿勢を助長した一要因に指摘できる。都市銀行のリスク管理債権の公表は平成2年度末からであるのに対し、信用金庫のそれは平成8年末と実に6年も遅れている。金融当局の裁量によるその遅れは、金融システムに対する預金者の不安感から発生する金融不安を回避する目的があったのかも知れないが、星(2000)によれば、たとえ不良債権を抱えても、その公表と自己資本比率の回復を強制されないならば、金融機関は貸出を抑制するインセンティブを持たず、現在の貸出残高を維持しようとする。そして、いずれ来るべき不良債権比率の公表と、それに続くであろう金融当局のモニタリング強化が実行されるまでにバランスシートを改善して、現在の真のバランスシート状態を隠蔽するために、その金融機関はさらなる貸出を実行することが予想されるのである。筆者の一人による聞き取り調査においても、複数の信用金庫関係者から「BISの自己資本比率規制がもつ金融機関行動や金融システムへの影響に対する認識の遅れ、不良債権の公表の先延ばしが、全国銀行が貸出資産の圧縮を図ろうとしていた時期に信用金庫の過剰貸出を、しかも収益性からよりリスクの高い貸出を招来させた一因といえる」という供述を得ており、星(2000)の指摘が事実である可能性が高いことを示唆している。

また信用金庫が地域金融機関としての「名声」保持を受動的に、能動的にも背負ったことも過剰貸出を招いた一因と考えられる。我が国の中小企業は、資本市場からの直接資金調達の途が閉ざされており、間接金融ルートに頼らざるを得ない。バブル崩壊以降、BIS規制もあり信用リスクを市場リスクより重視するようになった全国銀行が貸出先の選別を強化する中で、融資対象外となつた中小企業への資金供与をし、地域内の中小企業の事業継続を可能にするという「地域金融機関」としての役割を背負わされた信用金庫は、その期待に応えるためにも貸出を拡大させたのである。

ところで一般に、中小企業に関しては財務諸表等に基づくハード情報が、大企業と比べると乏し

<sup>8</sup>さらに本稿の分析期間、すなわちバブル崩壊の強い影響を受けた不況期においては、プロジェクト成功確率が金融仲介機関どころか、借り手たる事業家の予測すらはるかに下回って低くなつたケースもままあつたと思われる。

<sup>9</sup>関根他(2003)は、実証分析結果を踏まえバブル崩壊後の不動産業・建設業への貸出に見られるように、収益性の低下する高債務企業への貸出は企業経営再建見込みの乏しい貸出で「追い貸し」の可能性が高い、と指摘する。櫻川(2001)は、金融自由化の過程で非金融部門の資金調達構造の変化があつた一方で、その資金運用構造の変化が乏しく、銀行部門の過剰状態(over-banking)が生じ、銀行の収益性の悪化もあって過剰貸出が不動産業・建設業等の収益性の低い産業に過剰に貸し込まれた、と指摘する。金融機関と借手との情報の非対称性は信用割当という形で貸出の減少ではなく、過剰貸出を誘発するのである。

いことが多い。しかし、経営者の事業経営上、日常生活上の行動性向、地域内事業主・生活者の活動等のソフト情報収集能力に秀でた信用金庫は、適切な情報解析による「価値ある情報生産」を行い、情報の非対称性の壁を低くすることにより貸出業務コストを下げることができる。そして、ソフト情報処理能力を持たない金融機関よりも低い貸出金利で融資を実行することで、地域企業・経済に貢献しようとする。その行動が地域内企業の企業価値を高め、そしてデフォルト・リスクの低い優良企業を顧客に取り込んでいるという評価につながり、結果的に信用金庫自身の名聲を高める。すなわち積極的な融資姿勢が信用金庫に「名聲資産」(reputation capital)を付加し、与・受信の両面で信用金庫の経営を安定化させる礎となるのである。Stiglitz and Greenwald(2003)の考え方を援用すれば、信用金庫が名聲資産を高く評価するとき、その貸出限界収入曲線は右方にシフトし、貸出が拡大する結果を生むであろう。

しかし、信用金庫が真の意味の名声資産を獲得できるのは、貸手企業の投資プロジェクトに対する評価能力、別言すれば信用金庫の情報生産機能が十分な水準である場合のみに限られる。収集したソフト情報の、貸出債権への影響に関する組織的・体系的な分析が十分になされないままの状態<sup>10</sup>で、信用金庫が名声資産を高く評価することから積極的に融資を行うことは、結果的に借り手企業のモラルハザードにつながり、投資成功確率が低く期待利益も低い無駄な投資の実行、すなわち過剰貸出の発生を招くことになるであろう。金融機関が貸出契約を締結するかどうかの判断は、言うまでもなく借り手企業の事業収益評価がその根幹を成す。しかし信用金庫の顧客である中小企業経営者は、自己の業務分野・直接的取引相手の短期的業況に関する情報はともかく、自らを取り巻く競争状態・その長期的展望、自らの事業基盤である地域経済環境の将来像、自己の業務の技術要因の変化、国際経済環境の変化等のマクロ的な情報に関しては、むしろ情報劣位者の立場にあると音てよい。すなわち、RBにより集積されたソフト情報が外的な変化を織り込んでおらず、いつの間にか劣化している可能性がある。殊に 80 年代後半以降、内外の金融・資本市場の変化、生産拠点の海外移転により地域経済の空洞化が急速に進行する中で、既存のソフト情報の劣化が激しく進んでいたことは想像に難くない<sup>11</sup>。

さらに経済環境等のマクロ的変化だけでなく、個別企業のミクロ的な変化によっても情報は陳腐化し、その価値を簡単に喪失する。例えば全国銀行から信用割当を受け、融資対象外となった企業についての既存のソフト情報価値が低下・消滅しているときには、情報を再収集・評価できるシステムが必要であろう。そのようなシステムを伴わない、現状での信用金庫のRBの実行は、未実現の将来キャッシュ・フローの過大評価を生み過剰貸出→短期的に金利・元本減免をし、長期的に完済させるように契約条項を修正する追い貸しという形の過剰貸出→を惹起しやすい。殊にその企業が地域の有力企業で、貸出ロットが大きく、貸出事務コストが低い卒業生企業である場合にはその可能性が高いといえる。

また Boot and Thakor(2000)によれば、たとえ十分なソフト情報を持っていても、錯綜する情報に対する誤判断、中小企業経営者との個人的関係—特にその関係が長期に及ぶ場合—、ときには担当者もしくは店舗の業績向上のためという「貸手のモラルハザード」から、融資担当者が過剰な融資を実行する危険性も存在する。殊に、過去の右肩上がり経済時のままの貸出至上主義的經營姿勢が維持される場合、融資担当者・支店間の競争が過剰貸出を惹起しやすい。特に金融機関の立場が弱く、資金の利用可能性を重視する中小企業が借り手である場合は、金融機関との長期取引関係の維持

を図るために、たとえそれが必要以上の額であっても（当然その分、利息負担は重くなる訳である）、その資金借り入れを受容するのである。

その他、広住(2004)によれば信用金庫のコーポレート・ガバナンスの在り方にも問題が存在する。現在、大部分の信用金庫は総代会制度を探っている。しかし最高意思議決機関である総代会のメンバーの選考基準・過程は公表されていないし、そのリコール制度も存在しないのが現状である。このような総代選出の不透明性に加え、信用金庫の営業区域が狭いことも手伝い、地域の有力な中小企業経営者が総代に選出されているケースも多々見受けられる。そのため総代会の信用金庫経営者に対する監視機能が弱く、過剰貸出をチェックする機能が作動しないくらいがある。筆者の一人による聞き取り調査によても、この傾向を裏付けるような証言が複数、得られている。

## 2.4 実証分析の準備：諸変数の作成

ここまででの議論において、過剰貸出が不良債権発生の一因たりうることをみた。しかし、言うまでもなく過剰貸出を個別信用金庫について具体的な数量として把握することは不可能である。そこでわれわれは、いくつかの代理的な指標を構築することによって、各信用金庫の過剰貸出の度合いを把握することを試みた。

上では過剰貸出の一因として、「貸手のモラルハザード」による緩和的な貸出を挙げた。その一つの具体例として、債務保証の積極的な利用がある。信用金庫は、卒業生企業に対する貸出限度枠を超える大口貸出や長期設備資金貸出を、信金中金や中小企業金融公庫などの政府系金融機関を経由する貸出に債務保証することで、地域金融機関としての名声維持に努めた。債務保証の実態については不明な点も多いが、複数の信用金庫への聞き取り調査では、一定の預貸率を維持することを目的としていたり、リスク管理もそこそこに手数料収入を見込んだ一種の貸出代替手段としてそれを利用する姿勢が見受けられた。よって本稿では、信用金庫の債務保証額の大きさは過剰貸出の一つの証左たりうると考えた。なお実証分析にあたり、信金の規模の差をコントロールするために総資産で債務保証額を除したものを変数として用意した。

$$1. \text{債務保証比率} = \frac{\text{債務保証額}}{\text{総資産}}$$

ここで貸出のキャッシュ・フローの割引現在価値は、貸出金の回収成功確率—それは事業自体の成功確率でもある—と投資収益に依存する。信用金庫は貸出実行時に成功確率を一定率で評価する（貸出コストは信用金庫にとって既知と考える）。さらに貸出金利は通常、貸出実行時に設定されるので、信用金庫の利潤は投資収益に依存する。そして顧客企業の投資収益は、殊に信用金庫の主要な顧客である地域に根差した中小企業のそれは、そのメインマーケットである地域経済の動向に強く左右されるであろう。そう考えると、貸出残高の増加率と地域経済成長率が乖離している場合、特に前者が極端に大きい場合は、その信用金庫は極めて積極的な融資姿勢を持っているとみなすことができよう。すなわち、過剰貸出状態にある信用金庫では、貸出残高と地域経済成長の変化率の差一本稿ではこれを信用金庫の融資姿勢の指標と解釈して、「貸出態度」と呼称する—が大きく正であることが予想される<sup>12</sup>。そこでわれわれはこの貸出態度も分析に加えることにした。

2 貸出態度 = 貸出額高增加率 - 地域經濟成長率

また、かつて全国銀行が中小企業貸出を増加させようとしたとき、中小企業はその資金量・情報生産能力や企業評価の向上を求めて、全国銀行との取引を志向した。しかし上述のようにバブル崩壊

<sup>10</sup>聞き取り調査の際の複数の信用金庫関係者の話では、このような分析の必要性が認識されたのは、ごく近年になってからである。

11 地域中小企業に関する様々な情報を解説して、借手の事業計画へ適切なアドバイス・評価をし、円滑な資金調達ができる。中小企業育成のため、外部環境の変化にも対応できるように金融機関の組織を構造改革することがソフト情報を活かす上、また名声産を高める上でも肝要である」と Berger and Hahn(2002)は主張する。それこそが信用金庫の RBとして真に希求されるところであろう。

後、BIS 規制や不良債権比率の公表を受けて全国銀行が中小企業貸出先の選別姿勢を強める中、地域・中小企業専門金融機関である信用金庫は逆にそれを緩めて過剰貸出を招来、結果として巨額の不良債権を発生させた。本稿の簡単な Granger 因果律検定の結果からも、信用金庫の貸出動向が全国銀行のそれに影響されていたことが看過できる。つまり営業区域内における信用金庫と全国銀行との競争関係が、信用金庫の積極的貸出姿勢に拍車をかけ、結果として信用金庫の過剰貸出→不良債権発生という経路に正の影響を与えたことが予想される。そこで、営業区域内における信金と全国銀行の競争関係の指標として、店舗数比率を分析に加えることにした。なお、地銀には第 2 地銀も含まれている。

$$3. 対都銀店舗比率 = \frac{\text{信金営業区域内の都銀店舗数}}{\text{信用金庫の店舗数}}$$

$$4. 対地銀店舗比率 = \frac{\text{信金営業区域内の地銀店舗数}}{\text{信用金庫の店舗数}}$$

そして何度も繰り返しになるが、信用金庫は地域金融機関であり、その活動範囲は営業区域内に限られている。その営業区域が含まれる地域の景気がどんなに悪くとも、その地域から撤退して他の地域で挽回、という戦略は最初から不可能であり（唯一、信金自体の「解散」という形での撤退は可能であるが）、信用金庫の景況は、地域経済状況の影響を良くも悪くもまともに受けることになる。つまり、信用金庫の抱え込む不良債権がここまで膨れ上がった理由の一つとして、バブル崩壊以降の時期における地域経済環境の悪化が、ただでさえ過剰気味な融資姿勢によって莫大な額に上り、かつ質が低下していた貸出債権の劣化を誘発した可能性が考えられる。そこで、地域経済状況を分析に加えることにし、その指標としては、地価変化率と民営事業所の数を使用することにした<sup>13</sup>。特に地価は、融資の際の担保価値とも直結するので、重要な変数であると考えている。

$$5. 地価変化率 = \text{営業区域内の地価変化率}$$

$$6. 民営事業所数 = \text{営業区域内の公営以外の事業所数}$$

ところで信用金庫における過剰貸出の発生確率、ひいては貸出債権の健全性は、RB の実行による情報の集積・解析能力にも依存する。すなわち情報処理能力が高ければ、自らの貸出が過剰であって最適なものではないということを早く認識でき、地域経済の先行き予測から債権不良化の可能性も推測できるので、早目の対応が可能になるであろう。信用金庫の情報処理組織の根幹は、各店舗を基盤とする情報収集システムである。すなわち店舗数の差は情報収集拠点の数の差であり、したがって過剰貸出や不良債権の発生とは負の関係を有する、と考えられる。また、店舗という入れ物だけがあつてもシステムとしては機能しない。当然、その内で働く職員があつてこそその情報処理システムであり、その数の差は情報の収集・解析力の差につながり、店舗数の差と同様に、過剰貸出・不良債権との負の関係が期待される<sup>14</sup>。

$$7. 店舗数 = \text{信用金庫の総店舗数}$$

$$8. 従業員数 = \text{信用金庫の総職員数}$$

さらに信用金庫の情報処理能力という観点からは、店舗と職員の数だけではなく、それがどれだけ集中的に投下されているかということも、そのパフォーマンスに影響を与えるであろう。由里（2001）

<sup>13</sup> 本稿の分析の趣旨からして、この両者は信用金庫営業区域ごとの数字を分析に使用すべきであろうが、後述のように本稿では県別データで代用している。

<sup>14</sup> ただし職員数の増加は、信用金庫の経営姿勢、コーポレートガバナンスの在り方によっては、貸手のモラルハザードを誘発し、過剰貸出を発生させる可能性も内包していることを付け加えておく。

は「90 年代以降の信用金庫の業況不振は規模の脆弱性に求めるのではなく、低密度店舗網による脆弱性に求めるべき」として地域密着性の高い店舗網の充実が信用金庫の収益性向上、不良債権の減少に必要と説く。そこで本稿では、各信用金庫の本店所在地と同一行政区域内店舗数の総店舗数比率をもって、店舗集中度の指標として分析に加えることにした。由里の論理に従えば、その比率は信用金庫の過剰貸出およびその結果としての不良債権比率と負の関係になるはずである。

$$9. \text{店舗集中度} = \frac{\text{信用金庫本店所在営業区域内の店舗数}}{\text{信用金庫の総店舗数}}$$

最後に、信用金庫の行動が平均的なそれとかけ離れる可能性のあるケースをコントロールするため、1) 東京地区・大阪地区に所属しているか、2) 合併を経験しているか、についてダミー変数を作成・追加した。堀江（2001）のいう「特殊地域」である東京・大阪両地区では、地価変化率が他の地区よりも桁違いに大きく、かつ聞き取り調査の結果から全国銀行、殊に都市銀行との競合関係が他地区に比して極めて強いと考えた。その他にも潜在的顧客の多さや経済規模自体の大きさの違いなど、その特殊性を浮き彫りにする材料に事欠かず、やはり他地域の信金とは区別して考察すべきであると判断した。

また合併経験については、合併した側から見れば、預金や店舗（場合によっては不良債権まで）が突然、天から降ってきたようなもので、やはり合併を経験していない信金とは行動が異なるであろうと考えた<sup>15</sup>。

$$10. \text{特殊地域 } 1 = \text{東京の信用金庫かどうか}$$

$$11. \text{特殊地域 } 2 = \text{大阪の信用金庫かどうか}$$

$$12. \text{合併経験} = \text{合併経験の有無}$$

次章以降では、本節で用意した変数を基にした実証的な分析を行う。

### 3 実証分析

われわれが分析の主眼に置いているのはバブル期以降に信金が抱え込んだ不良債権額の対総資産比率（本稿では森（2003a）に倣り、この比率を以って不良債権比率と定義する<sup>16</sup>）であり、その比率に影響を与える要因として考えられるものを前章で用意した。本章は、これらの要因を説明変数、不良債権比率を被説明変数とした回帰分析を行い、両者に有意な関係が存在するかどうかを検証することを目的としている。なお冒頭でも述べたように分析対象時期は 1990 年代前半である。具体的には、バブル崩壊を平成 2 年と想定し、そして初めて信金のリスク管理債権額が公表された平成 8 年までの 7 年間を一つの期とした<sup>17</sup>横断的な分析を試みた。

<sup>15</sup> ここではただ単に合併の有無を分類しただけである。合併の影響については、ケース・バイ・ケースでさまざまな違いがあるであろうが、本稿ではその点についての理論的かつ詳細な考察は行っていない。今後の課題としたい。

<sup>16</sup> 不良債権額の定義も同様に森（2003a）に従っている。

<sup>17</sup> すなわち本稿では「当期」とは平成 2～6 年、「前期」とは昭和 58～平成元年を意味することになる。また平成 8 年以降、リスク管理債権の公表が恒常化した。それにより、自らが抱え込んだ不良債権額の巨大さを常に自覚させられることになった信用金庫の貸出態度は、より慎重化する方向に変化したであろう。その具体的影響、変化（例えば、H8 以降には信用金庫の合併、しかもそれまでの救済合併とは形態の異なる合併が頻発している）について、ここでは詳述しないが、本稿ではその期間を区別して論することにした。

### 3.1 データ

信用金庫は、既存の実証研究では、全金庫の数値を足し上げた集計データの形で一括りに扱われることが多い。しかし実際の信金は、必ずしも全てが同質な経済主体とは言い難く、特に規模の差からくる経済行動の違いには顕著なものがある。そのため本稿では、各信金をサンプルとした個票データによる分析を採用しており、これは本稿の著しい特徴の一つである。

本稿の分析対象は、平成8年度末に我が国に存在する全ての信用金庫である（410庫）。ただし平成2～8年度中に財務データの未報告がある4庫については分析から外したため、われわれのデータセットのサンプル数は406となっている。以下は分析にあたりわれわれが用意した変数一覧である。各変数の基本統計量、出所については表1に示されている通りである。

変数名	内容
不良債権比率	信金が平成2～8年度の間に抱え込んでいた不良債権額と平成8年度総資産額の比率
債務保証比率	平成8年度の債務保証額と同年度総資産額の比率
債務保証比率（前期）	平成元年度の債務保証額と同年度総資産額の比率
貸出態度	今期末（平成8年）貸出金および債務保証残高の対前期末（平成元年）変化率と同時期の県内GDP（県別データ）変化率の差
貸出態度（前期）	前期末（平成元年）貸出金および債務保証残高の対前々期末（昭和57年）変化率と同時期県内GDP（県別データ）変化率の差
都銀＝信金店舗比率	平成4年時の各信金営業区域内における都銀店舗数と信金店舗数の比率
地銀＝信金店舗比率	平成4年時の各信金営業区域内における地銀（第二地銀含む）店舗数と信金店舗数の比率
地価変化率	今期末地価の対前期末変化率（県別データ）
地価変化率（前期）	前期末地価の対前々期末変化率（県別データ）
民営事業所数	平成8年の総事業所数から国や地方公共団体に属する事業所数を差し引いたもの（県別データ）
民営事業所数（前期）	平成3年の総事業所数から国や地方公共団体に属する事業所数を差し引いたもの（県別データ）
店舗数	平成8年時の各信金の本支店店舗数
店舗数（前期）	平成元年時の各信金の本支店店舗数
従業員数	平成8年時の各信金の職員数
従業員数（前期）	平成元年時の各信金の職員数
店舗集中度	平成4年時の各信金の本店所在営業区域内の店舗数と総店舗数の比率
特殊地域ダミー（東京）	東京都を営業区域とする信金は1、その他は0
特殊地域ダミー（大阪）	大阪府を営業区域とする信金は1、その他は0
合併有無ダミー	平成2～8年の間に他の信金との合併を経験している場合は1、していない場合は0

基本的に全てのデータは期末（S57、H1、H8）の数字を採用しているが、一部その基準から外れているものもある。民営事業所数についてはデータソースである総務省『事業所統計』<sup>18</sup>の調査年がいるものもある。

<sup>18</sup>より正確には『事業所統計』の調査結果をまとめた朝日新聞社『民力』をデータソースとしている。

5年毎であるため、なるだけわれわれの基準に近い年の調査結果を用いた。また店舗集中度、都銀＝信金店舗比率、地銀＝信金店舗比率の3変数は全て平成4年時の数値である。これは信金営業区域を単位とするデータがこの年の分しか得られなかつたためであるが、全国単位で集計した都銀・地銀など全国銀行と信用金庫の店舗数は、平成2～8年の間、ほぼパラレルに推移している（図1）。そのため平成4年の店舗数比率データを平成8年のそれと読み替えて使用しても、分析結果にそれほど悪影響は及ぼさないであろう、と判断した。

また本稿は各信用金庫をサンプルとするマイクロデータによる分析を標榜しているが、地価変化率をはじめ一部の変数は県別データである。すなわちわれわれのデータセットにはセミマクロデータが混入していることもここでことわっておく。

### 3.2 推定方法および結果

われわれはまず最初に不良債権比率を被説明変数、表1にある不良債権比率以外の変数を説明変数とする線形モデルについて最小2乗法（以下、OLS）による回帰分析を行った。しかし本稿のようなクロスセクションデータを用いる分析の場合、不均一分散と呼ばれる状態に陥る可能性があることが一般に指摘されている。OLSではいくつかの仮定が成り立っていることを前提にBLUE（最良線形不偏推定量）となることが知られており、誤差項の分散均一性はその仮定の一つである。誤差項の分散が不均一である場合、その推定量は線形不偏推定量ではあっても最小分散にはならず、すなわち最良な推定量とは呼べないのである。そこでわれわれはこの回帰結果を用いて、不均一分散性の検定を行うBreush-Paganテスト（以下BPテスト）を試みた<sup>19</sup>。その結果得られた検定量は265.16、カイ2乗検定を行って得られるp値は0.0000で均一分散の帰無仮説は棄却され、この型の推定式は不均一分散の状態にあるらしいことがわかった。ここで浅野・中村（2000）によれば、均一分散の仮説が棄却される原因として以下の3つの可能性が考えられる。

1. 実際に不均一分散の状態にある
2. 推定モデルの想定に不具合がある
3. その両者の混合

これらのうち2.のモデル想定不具合とは、具体的には主要な説明変数の欠落、関数形の選択ミスなどを指している。そこでまずわれわれの推定式から重要な説明変数が欠落していないか（=残差に余分な変数が混入していないか）を検証するために、RamseyのRESETと呼ばれるテストを行った。その結果、検定統計量は21.82、F検定で得られたp値は0.0000となり、除去変数はないという帰無仮説は棄却され、推定式からの欠落変数の存在が強く示唆される結果となった。

また関数形については、線形モデルを対数線形モデルや半対数線形モデルに変換することで不均一分散の問題が解消するケースがあることがMaddala(1992)、蓑谷（1997）他で報告されている。ここで表2は被説明変数である不良債権比率の累積分布をみたものである。この表によれば信金不良債権比率の最頻値は2%台であるが、表1から平均値は3.6%であることが分かつており、また標準偏差が2.6%程度なのに最大値は30%にも及んでいて、その分布型が正規分布のそれからやや歪んでいることが分かる<sup>20</sup>。言うまでもなくOLSは正規分布を前提とした分析手法であり、この観点からも推定式を単純な線形モデルのまま、分析を進めることには疑問が残る。

<sup>19</sup>検定に使用した変数は被説明変数の予測値である。

<sup>20</sup>その他、一般にこういう型の分布をするデータとしては、家計の所得がある。

われわれは、これらの問題点を鑑みて単純な線形モデルである初期推定式を以下のように改良することにした。

- ・初期モデルの説明変数の2乗項および1次項同士の交差項を新しい説明変数として追加する
- ・不良債権比率を対数変換したものと被説明変数とする

交差項を加えたのは、本稿でわれわれが不良債権比率を左右する要因としてあげた要素は、必ずしもそれ単体で影響を及ぼしているとは限らず、複合的に作用している可能性がある、と考えたためである。例えば地価上昇率などは、信金の行動に対し全国一律に影響しているというよりむしろ、農村部より都市部、それも東京や大阪のような大都市圏の方が地価水準自体も高いため、その変化が経済行動に強い影響を与えていたりと想像できるのである。不良債権比率の対数化については、その分布型を正規分布のそれにより近づけることが期待できる、と考えて行うこととした。

表3は2乗項と交差項を加えた、改良推定モデルに使用する変数の候補群である。交差項については、単純に1次項から作成できるもの全てを候補とした。一部の変数が先述の通り県別データであることから、ある変数が別の変数の線形結合で表せてしまう状態が発生するため（つまりそのままでは回帰の際に逆行列が作れなくなる）、いくつかの変数については削除せざるを得なかったが、それでも定数項を除いた説明変数の候補として計113個もの変数が得られた。

しかし、直ちに回帰分析に取り掛かるには、これらの変数群はいさか多すぎ、その分析結果の解釈にあたってむしろ混乱を招きかねないと考えたわれわれは、この113変数からなるデータセットの圧縮を試みることにした。もちろん、元のデータセットの情報をできるだけ保持したまま圧縮できなければ意味がない。この条件を満たす圧縮手法として、われわれは主成分分析を選択した。分析手順の詳細については補論2を参照していただきたいが、われわれが行った主成分分析の結果は表4に示されている通りである。それによれば113個の変数よりなるデータセット（原データセット）からは16個の主成分が抽出される。表4には、各主成分が原データセットの分散のうち何%を説明しているかという数値とその累積値、その主成分を構成する変数の数（累積値）が示されている。例えば第1から第3主成分までには68個の変数が含まれ、原データセットの分散のうち約52%を説明できることが分かる。つまりいくつの変数を確保すれば原データセットの情報を何%保持できるか、ということが分かる訳だが、表4からも明らかなように変数の数と保持情報はトレードオフの関係にある。深谷・喜田（2003）、内田（2003）などによれば、累積%が70～80%といったあたりまでを分析の組上に乗せるのが一般的らしいが、これも慣習的なもので、この基準に理論的裏付けをもった理由はないようである。

われわれは、抽出された16主成分のうちいくつまでを分析対象にするか、という問題に対しては、実際に16通りの回帰分析を行い<sup>21</sup>、そのAIC基準で最終的な分析に使用する変数の数を選択することにした。得られたAICも表4に記されているが、われわれはAICが最少となる第1～4主成分までを使用するパターンを採用した。このパターンは、76個の変数によって原データセットの80%強の情報を保持している。つまり40%弱の情報を犠牲にしておよそ1/3の変数（37個）を削減することができた訳である。

改良推定式による回帰の結果、得られた決定係数（自由度修正済）は0.3769で（表5）、クロスセクション分析における数値としては、それほど悪いものではない。さて、ここまで改めて、初期モデルが抱えていた問題点は解決されたのであろうか。われわれは、圧縮された新しいデータセットを使用したOLSによる回帰分析結果に対し、初期モデルと同様にRamseyのRESETテスト

およびBPテスト<sup>22</sup>を試みた。その結果、RESETテストからは統計量が1.00、F検定によるp値が0.3911、BPテストからは統計量9.36、カイ2乗検定によるp値は0.0022という数値を得た。つまり、10、5、1のいかなる有意水準においても、欠落変数はないという仮説が受容される。しかし、初期モデルから得られる統計量よりかなり小さくなっているものの、均一分散の仮説は残念ながら棄却されるという事になり、この改良モデルは、先に挙げた浅野・中村（2000）のいう1の状態、すなわち純粹な不均一分散の状態にあるということが分かった。

幸いにして、先行研究において、たとえ不均一分散の状態にあろうとも、正しい分析結果が得られる方法がいくつか提案されている。その代表的なものが、OLSに代わって加重最小2乗法（以下、WLS）を使った推定である。WLSを使えば、不均一分散の問題が発生していても有効性を持つ推定量<sup>23</sup>を得られることが分かっている（Maddala(1992)、蓑谷（1997）、浅野・中村（2000）他）。しかしWLSを使うには、当然のことながら加重のためのウェイトが必要であり、このウェイトとしてどんな変数を使用するかは、WLSによる分析を行う際に、常に付きまとふ悩ましい問題である。結論から言えば、何をウェイトとすべきかがはっきりと分かるケースは極めて少ない。例外はグループ化されたセミマクロデータを使用する分析ケースくらいであろう。和合・伴（1995）に示されるように、このようなケースにおいてはグループ内に含まれる個々のサンプル数をウェイトとすれば、効率的な推定量が得られる<sup>24</sup>。しかし、われわれのデータセットは前節で述べたようにセミマクロデータ（県別データ）も混入しているものの、基本的にはマイクロデータ（個票データ）である。少なくとも現状では、何をウェイトに使用すべきか（＝推定式の誤差項の分散がどういう構造か）、という問題に対する的確な答えを得るために情報が不足している。

そのためわれわれはWLSによる推定をあきらめ、もう一つの不均一分散問題に対する対処法である不均一分散一致標準誤差、一般にWhiteのSEと呼ばれるものを用いる解決法を探ることにした。不均一分散により発生する重大な問題の一つに、分散の推定値にバイアスがかかるため、推定パラメータの有意性検定において適切な結果が得られないという事がある。しかしWhiteのSEは一致推定量であり、この問題を解消してくれる。本稿における主目的は、推定パラメータの有意性を見る事であるので、この解決法はわれわれの方針に合致していると判断した。OLSによる推定を行い、WhiteのSEによるパラメータ有意性検定を行った結果は表5に示されている。なお、表中にp値を記載しているのに蛇足かとは思ったが、有意性検定をパスした変数については念のため星印を付記した（\*:有意水準10%、\*\*:5%、\*\*\*:1%）。

最後に、われわれの推定結果に対する多重共線性の指標として分散拡大要因（VIF）、外れ値の指標としてDFFITS<sup>25</sup>を算出した。前者は表5、後者は表7に結果を示している。

VIFについては、どのくらいの数値が望ましいという基準は実は存在していない。しかし蓑谷（1997）などでは大体10くらいをメドとして、それよりVIFが大きい場合には多重共線の影響を受けていると考えるべきであると述べられている。表5をみるとVIFが10を下回る変数は113個中わずかに5個であり、われわれの推定結果が多重共線の強い影響下にあることが分かる。ただし本稿の分析に使用した説明変数の性質上、多重共線性が存在するのはむしろ当然であり、それはあらかじめ予想されたことでもある。たとえ多重共線の状態にあってもOLS推定量がBLUEであることには変わりなく、推定を行うこと自体には問題はない。問題なのはパラメータの標準誤差が大きくなるために、そ

<sup>22</sup>検定に使用した変数はここでも被説明変数の予測値である。

<sup>23</sup>たとえ不均一分散下にあっても、そのOLS推定量の不偏性は確保されている。

<sup>24</sup>ただしこの場合においても、1. グループ内のサンプル数がデータとして使用できる（使用できないセミマクロデータも数多い）、2. 個々のサンプルが同じような経済行動をとる、という前提が満たされている必要がある。

<sup>25</sup>Maddala(1992)他にDFFITSと表記されているものと同じ定義である（Bollen and Jack man(1990)、Belsley,Kuh, and Welach(1980)で確認）。

<sup>21</sup>表4から分かるように、重複部分があるので正確には11通り。

のゼロ仮説が  $t$  検定で棄却されにくくなることである。多重共線性に対する有効な対処法は、浅野・中村(2000)によれば

### 1) モデルに新たな情報を導入する

### 2) データを強化する

のどちらかしかない。1) のモデルへの情報の追加とは、変数を追加することではなく、例えば事前情報に基づいて係数に線形制約を課すことなどを意味しているが、現状では特に使えるような情報をわれわれは持っていない。2) のデータの強化については、われわれのデータセットは既に、分析対象時期(H8)に我が国に存在した全ての信金をサンプルとしているため、これ以上のサンプル追加は不可能である。よって、現状のデータセット・モデルでやり繰りするしかない。ここでわれわれは、多重共線性がわれわれの分析にどのくらい影響するかを見るために、特に VIF の大きい4つの変数を外した回帰を行ってみた。表6は回帰で得られた係数とその有意水準を示す星印の一覧であるが(黒塗り部分は外した変数)、これを見ると元々  $t$  統計量が有意水準の閾値を下回るといったいくつかの変数で異なる部分があるものの、元の分析結果と左程違わない結果となっている。そこでわれわれは、表5にある分析結果は、特に 1+4 本の回帰式で共通して有意であると判定された結果については、ある程度頑健なものであると判断した。

また DFITS は、特定のサンプルを落とした時に予測値がどの位変化するか、という数値であり、外れ値や特に影響力のあるサンプルを検出するための尺度の一つである。表7は 406 個の全サンプルについて DFITS を計算し、Belsley, Kuh, and Welsh(1980) で提唱されている  $2\sqrt{\frac{k}{n}}$  ルール<sup>26</sup>に従って、DFITS が特に大きく予測値に対する影響力が強いと判定された 15 サンプルを列挙したものである<sup>27</sup>。これら 15 サンプルについては分析から外すことも考えられたが、Belsley, Kuh, and Welsh(1980) などで外れ値サンプルの安易な除去は戒められており、またわれわれのデータセットは言わば全数調査の結果得られたものであり、標本調査において偶々イレギュラーなサンプルを引き当ててしまったケースとは異なることを考え合わせて、われわれは 15 サンプルを含めたまま分析を行うことにした。

## 4 結論：分析結果考察

ここでは、推定から得られた分析結果(表5、6)と、われわれの想定が合致しているかどうかのチェックを行う。本稿の推定式は、不良債権発生に影響があると想定している 1) 過剰貸出、2) 地域景況、3) 情報処理体制、に関連する変数と、4) 特殊性をコントロールする変数、そしてこれらの交差的な変数から成っている。

### 1) 過剰貸出に関連する要因：

- ・債務保証
- ・貸出態度(貸出残と経済成長の変化率の差で代替)
- ・競合関係(対都銀・地銀の店舗数比率で代替)

### 2) 地域景況に関連する要因：

<sup>26</sup>k : 説明変数の数(定数項含む)、n : サンプル数

<sup>27</sup>ただし具体的な金庫名については匿名とした。

- ・地価変化率
- ・民営事業所数

### 3) 信金の情報処理体制に関連する要因：

- ・店舗数
- ・職員数
- ・集中度(本店所在地店舗数と総店舗数の比率で代替)

### 4) 特殊サンプルのコントロールに関連する要因：

- ・特殊地域(東京・大阪)
- ・合併経験

まず、債務保証比率はそれ単体でも不良債権比率に正の影響を与える。貸出態度は、一見、影響を与えていないように見えるが、交差項でみてみると店舗数が多い場合は負、合併を経験している場合には正の影響を、不良債権比率に与えている。本稿では、店舗数は信金の情報処理能力の指標の一つとして考えている。その想定が正しければ、という条件がつくが、同じように積極的融資姿勢を取っていても、情報処理体制如何で、信金に与えるその影響はかなり異なっていたということが分かる。合併に関しては、分析対象時期の合併の殆どが救済合併であったことから、存続する側の借用金庫からすれば「不良債権が天から降ってきたようなもの」と考えられる。それまで拡張的な路線で損益分岐点ぎりぎりの経営姿勢を取っていればいるほど、その負の影響が大きかったことは容易に想像でき、首肯できる分析結果である。

他業態との競合関係についても、それ単体ではなく、他の要素も絡む形で影響を、それも正負両方向の影響を与えている。都銀との関係でいえば、潜在的な顧客である民営事業所の多い所での競争は、微弱ながら不良債権比率に正の影響を与えていている。しかし大阪の信金については、都銀と競合関係が強いほど不良債権には負の影響が認められており、興味深い。ところで地銀との関係については有意な結果を得られておらず、われわれの想定および Granger 因果律検定の結果とは異なっている。ただ、Granger 因果律テストと前章の分析では対象時期が違うので、地銀と信金の関係をより詳しく考察するならば、もう少し期間をずらして分析する必要があるかもしれません。

地価変化率については、担保価値にも直結する数字であり、不良債権比率に対して重大な影響を及ぼす変数であると予測していた。得られたのはほぼその通りの結果であり、単体でも不良債権比率に有意な影響を与えていたことが認められた(今期の地価上昇は不良債権比率に負、前期は逆に正の影響を与えている)。さらに都銀との競争が激しい場合は、不良債権比率に正の影響を与えていている。前期の地価変化についても、単体だけでなく複合的に影響を与えていた。すなわち、民営事業所数が多い所での地価上昇は、不良債権比率に微弱な正の影響を与えていた。總じて地域景況は、前期に調子が良かったところほど、その反動からか不良債権比率に正の影響を受けているとの解釈が成り立ちそうである。如何にバブルとその崩壊の影響が大きかったかの証左とも言える。

信用金庫の情報処理体制の影響についてはどうだろうか。上述のように店舗数は不良債権比率を下げる要因の一つと見ることができる。職員数についても、それ単体として不良債権比率に負の影響を与えており、同じような見方ができよう。しかし店舗数・職員数とも、民営事業所が多い場合には、すなわち情報収集対象が多いケースでは不良債権比率に微弱な正の影響が観察されている。これは、当時の信金の店舗・人員網、すなわち情報処理体制が十分ではなかったことの一つの表れと解釈

できるだろう。特に東京、大阪で営業している場合には店舗数が正、職員数が負の影響を不良債権比率に与えている。要するに入れ物だけたくさんあっても無意味で、肝要なのはその中身ということであろう。ところで、信金の情報処理体制のもう一つの指標として採用した店舗集中度には、本稿で想定した如何なるチャネルにおいても不良債権比率に対する有意な影響が観察されなかった<sup>28</sup>。

さて、ここまで考査をまとめると、本稿の分析結果からは次のような結論が導き出されるであろう。

- ・過剰貸出と地域景況の悪化は、不良債権比率に有意な正の影響を持つ。それも、この2つが複合的に作用したことが状況をさらに悪化させた可能性が高い。
- ・信用金庫の情報処理能力如何では、不良債権比率の上昇を押さえられた可能性がある。しかし、それは十分に機能していなかった。

細かいところでわれわれの想定と異なる部分はあったものの、大筋においてはわれわれが冒頭で掲げた筋書きを肯定する結論と言える。

## 5 おわりに：今後の改善点

本稿においては、信用金庫の不良債権比率に影響を与える要因として、過剰貸出・地域景況・情報処理体制の3つを想定してその関係を観た。実証分析の結果から、われわれの想定と矛盾しない結論を得たわけであるが、これで直ちにわれわれの仮説が正しかった、と結ぶわけにはいかない。すなわち、いくつかの細かい点についてはわれわれの想定と異なる分析結果を得ていること—例えば地銀との競合の影響が確認できなかった<sup>29</sup>—、そしてこちらの方がおそらく重大なポイントであろうが、3つの要因に関連する変数として分析に使用したものには、貸出態度や店舗集中度など代理指標的なもののがいくつかあったことなど、現状では、いくつかの問題点が残存したままなのである。特に後者については、これらが本当にわれわれの想定した要因を表象するに足る変数だったのか、ということを今一度慎重に検討したいと考えている。

また、われわれの推定結果は、いまだ多重共線と外れ値の影響下にある。今後、信用金庫の不良債権問題を考えるにあたって、本稿と同様のデータセットを平成8年以降の期間の分析のために作成・使用することを予定しているが、この2つの問題は避けて通れない。そこで今回の分析過程を踏まえて、問題解決のために改善可能と思われるポイントを今後の課題として挙げて、本稿の締め括りとしたい。

まず多重共線性については、改善のためには情報の追加以外の途はない訳であるが、上述の通りサンプルの追加は不可能である。しかしデータについての記述からも分かる通り、われわれのデータセットにはセミマクロデータ（県別データ）がいくつか混入している。これでは、たとえサンプル数が406個あっても、セミマクロ変数についてはサンプル数が47個しかないのと同じである。よって、これらセミマクロ変数をマイクロ変数に加工すること<sup>30</sup>ができれば、サンプル数を増やすことなく浅野・中村（2000）のいう「データの強化」が可能になる。

外れ値の処理については、やはりデータセットからの安易な除去という方法には納得しかねるものがある。Belsley, Kuh, and Welsch(1980), Welsch(1980)では外れ値サンプルを除去せず、その影

<sup>28</sup>もっとも上述のように、本稿で使用した店舗集中度の変数はあくまで代替的なものである。本当に店舗集中度と不良債権発生の間に有意な関係がないのか、という事については、もう少し詳細な検討が必要であろう。

<sup>29</sup>その理由としては、地銀と第2地銀と一緒に扱っていることや、Granger因果律検定結果からも伺えるように、都銀に運動した動きをするため多重共線性の影響を受けたことなど、いくつかの可能性が考えられる。

<sup>30</sup>本稿で言えば県別データを信金営業区域別データに細分化すること。

響を最小化して推計することが提案されており、その方法の一つとして、Maddala(1992)でも解説されている有界影響推定 (bounded influence estimation) が挙げられている。この推定法は回帰の際に、データにDFITSの値に基づくウェイトを加えて計算するものであり、比較的取り扱いが簡便で、かつ外れ値の外れ度合を反映した分析が可能であるため、外れ値の存在するデータセットへの対処法として有効なのではないかと考えている。

今後は本章で触れた諸点について改善を施しつつ、信用金庫が自己の不良債権比率の高さを常に自覚しながら行動するようになった平成8年以降の時期に焦点をあてて、可能ならば横断面のみならず時系列的な変動も考慮したパネルデータによる分析を試みたいと考えている。

最後になったが、この研究は、平成15年度早稲田大学特定課題研究助成を受けている。ここに記して謝意を表する次第である。

## 補論1：Granger因果律検定の詳細

本稿では信用金庫・都市銀行・地方銀行（第2地銀含む）の3者の実質貸出金残高<sup>31</sup>について、Granger因果律検定 (Granger causality test) を試みている。データは日本銀行『主要経済・金融データ CD-ROM』2002年版<sup>32</sup>から探った、1970年3月（1969年下半期）より半年を単位とする半期データである（～2001年上半期）。半期データを使用したのは、年次データではサンプル数が少なすぎ、月次や四半期データでは季節性の扱いが難しいと考えたためである<sup>33</sup>。

因果律検定ではテストする変数が定常であることが前提条件になるので、われわれは最初に、上述の3変数について単位根検定を行った。検定方法としては augmented Dickey-Fuller テスト (ADF テスト) と Phillips-Perron テスト (PP テスト) を併用している。われわれは両テストの結果（附表1）から、3変数とも2回階差で定常となる I(2) 変数であると判断した。

次にわれわれは、この3つの I(2) 変数からなる VAR モデルを推定し、その結果に対して Granger 因果律検定を行った。VAR モデルのラグ次数については、1～6期ラグまで取った6本のモデルを実際に推定し、その AIC を基準として3期ラグのモデルを選択した（附表2。なお分析期間は1972年上半期から2001年上半期まで）。因果律検定の結果は附表3に示されている通りである。それによると、信金の実質貸出金残高に対し都銀、地銀のそれは有意水準5%で判断すると、どちらも Granger の意味での因果を持っています。しかし都銀の貸出金残高に対しては信金、地銀とも因果関係を持たない。これは有意水準を1、5、10%のいずれに設定しても同じである。地銀の貸出金残高に対しては、信金は因果関係を持っていない。しかし都銀との関係で言えば、有意水準5%では因果関係を持たないが、10%では因果関係ありという結論になる。

## 補論2：主成分分析の手順

本稿では113個の変数から成る原データセットを圧縮するための手法として、主成分分析 (Principal Component Analysis: 以下 PCA) を採用している。深谷・喜田（2003）によれば PCA とは、n個のサンプルに対してm個の変数のデータが与えられているとき、そのデータの変動を主成分と呼ばれる少数の合成変数の変動に要約する技法である。その手続きについては深谷・喜田（2003）の記述に

<sup>31</sup>2000年基準の CPI で実質化している。

<sup>32</sup>日本銀行『金融統計月報』のデータをまとめたものである。

<sup>33</sup>もちろん半期データにも季節性は残存しているだろうが、会計上の区切りでもあり、金融機関の経済行動の時間的単位としての性質の方がはるかに強く、季節性は無視できるであろう、と判断した。

従っているが、ここでは、われわれが実際に分析を行った手順について解説する。

1. 事前処理：表1などからも分かる通り、各変数の測定尺度がまちまちであるため、まず最初にz変換によって各変数の平均が0、標準偏差が1になるようにデータを標準化した。
2. 分析の条件設定：PCAには2通りの方法があるが、本稿では標準化データを使用するため、相関行列から出発するPCAを選択した。また主成分の数は変数の数だけ存在するが、本稿で抽出する主成分の基準は「固有値が1以上のもの」とした。その結果、本文中で記述している通り、16個の主成分が抽出された。
3. 分析結果解釈：結果の解釈、すなわち本稿の場合で言えば抽出された主成分の主要な構成要素となる変数の選択は、因子負荷量（=主成分と元の変数の相関係数）を基準として行った。具体的には、因子負荷量の絶対値が「 $1 - (\text{各主成分の累積\%})/100$ 」より大きい変数を、その主成分の構成要素として選択した。例えば第3主成分の場合、累積\%が52.07\%であるので（表4）、因子負荷量の絶対値が $1 - 52.07/100 = 0.4793$ より大きい変数が選ばれている。この基準で変数選択を行った結果、第1～3主成分を構成する変数は68個になった。

なお表4の「変数の数」は全て第1～第i主成分( $1 \leq i \leq 16$ )までの累積の数字である。本稿では第1主成分のみを取り出して分析対象にする、ということはしないので、各主成分ごとの構成変数の数は表記しなかった。

## 参考文献

- [1] Belsley,D.A., E.Kuh, and R.E.Welsch(1980)*Regression Diagnostics*, John Wiley and Sons, Inc.
- [2] Berger,A.N. and G.F.Udell(2002)"Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organisational Structure", *The Economic Journal*,112(Feb)
- [3] Bollen,K.A. and R.W.Jackman(1990)"Regression Diagnostics: an expository treatment of outliers and influential cases", *Modern Methods of Data Analysis*,eds. J.Fox and J.S. Long, Sage Publications.
- [4] Boot,A.W.A and A.V.Thakor(2000)"Can Relationship Banking Survive Competition?", *The Journal of Finance*,Vol.55,No.2
- [5] Boot,A.W.A(2000)"Relationship Banking: What do we know?", *Journal of Financial Intermediation*,9
- [6] Hoshi,T and A.Kasyap(1999)"The Japanese Banking Crisis: Where Did It Come from and How Will It End?", *NBER Macroeconomic Annual 1999*
- [7] Maddala,G.S.(1992)*Introduction to Econometrics*; 2nd eds.,Prentice-Hall, Inc.  
(和合訳『計量経済分析の方法』CAP出版)
- [8] Meza,D.(2002)"Overlending?", *The Economic Journal*,112(Feb)
- [9] Meza,D. and D.Webb(1987)"Too much investment: A problem of asymmetric information", *Quarterly Journal of Economics*,102(2)
- [10] Ongena,S. and D.C.Smith(2000)"Bank Relationship: A Review", Harker,P.T and S.A.Zenios eds. *Performance of Financial Institution*,Cambridge Univ. Press.
- [11] Petersen,M.A. and R.G.Rajan(1994)"The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationship", NBER Working Paper 4921.
- [12] Petersen,M.T. and R.G.Rajan(2002)"Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending", *Journal of Finance*,vol.57
- [13] Stiglitz,J.E and A.Weiss(1981)"Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*,71
- [14] Stiglitz,J.E and B.Greenwald(2003)*Towards a New Paradigm in Monetary Economics*, Cambridge Univ. Press.  
(内藤純一・家森信善 訳『新しい金融論－情報と信用の経済学』東京大学出版会)
- [15] Welsch,R.E.(1980)"Regression Sensitivity Analysis and Bounded Influence Estimation", *Evaluation of Econometric Models*, eds. J.Kmenta and J.B.Ramsey, Academic Press.
- [16] 浅野哲・中村二朗 (2000)『計量経済学』有斐閣
- [17] 植田和男 (2000)「1990年代における日本の不良債権問題の原因」星岳雄・ヒュー＝パトリック 編著、筒井義郎監訳『日本金融システムの危機と変貌』日本経済新聞社  
(T.Hoshi=H.Patrick eds. *Crisis and Change in the Japanese Financial System*,Kluwer Academic Publisher.)
- [18] 内田治 (2003)『SPSSによるアンケートの多変量解析』東京図書
- [19] 数坂孝志・成瀬智 (2003)「信用金庫の収益性の動向とその問題点-業態間の時系列分析より」信金中央金庫『信金中金月報』2003年2月増刊号
- [20] 櫻川昌哉 (2002)『金融危機の経済分析』東京大学出版会
- [21] 清水克俊・堀内昭義 (1997)「日本のセーフティネットと金融システムの安定性」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析-転換期の日本経済』東京大学出版会
- [22] 清水啓典 (1997)『日本の金融と市場メカニズム』東洋経済新報社
- [23] 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美 (2003)「いわゆる「追い貸し」について」日本銀行金融研究所『金融研究』第22巻第1号
- [24] トーマス・カーギル (2000)「日本の銀行危機を引き起こしたもののは?」星岳雄・ヒュー＝パトリック 編著、筒井義郎監訳『日本金融システムの危機と変貌』日本経済新聞社  
(T.Hoshi=H.Patrick eds. *Crisis and Change in the Japanese Financial System*,Kluwer Academic Publisher.)
- [25] 長谷川勉 (2000)『協同組合組織金融の形態と動態』日本経済評論社
- [26] 広住亮 (2004)「協同組織金融機関のコーポレート・ガバナンスに関する一考察」信金中央金庫『信金中金月報』2004.3増刊号

- [27] 深谷澄男・喜田安哲(2003)『SPSSとデータ分析2:展開編』北樹出版
- [28] 星岳雄(2000)「なぜ日本は流動性の罠から逃れられないのか」深尾光洋・吉川洋編著『ゼロ金利と日本経済』第7章、日本経済新聞社
- [29] 堀内昭義・花崎正晴(2000)「日本の金融危機からなにを学ぶか—金融システムと企業統治」宇沢弘文・花崎正晴編『金融システムの経済学』東京大学出版会
- [30] 堀江康熙(2001)『銀行貸出の経済分析』東京大学出版会
- [31] 斎谷千風彦(1997)『計量経済学』多賀出版
- [32] 森映雄(2003a)「情報の非対称性と信用金庫の不良債権」『早稲田政治経済学雑誌』352・353合併号
- [33] 森映雄(2003b)「都内信用金庫の貸出金動向」日本大学経済学研究会『経済集誌』72巻1号
- [34] 森映雄(2001)「信用金庫の都道府県別貸出動向」早稲田政治経済学会『早稲田政治経済学雑誌』347.348合併号
- [35] 森映雄(2000)「信用金庫の貸出動向」金融構造研究会『金融構造研究』第22号
- [36] 安田元三・長谷川勉・森静雄・藤沢光治・谷川孝美(2000)「わが国協同組合金融の現状」日本大学経済学部産業経営研究所『産業経営動向調査報告書』23巻
- [37] 蔡下史郎・武士俊友生(2002)『中小企業金融入門』東洋経済新報社
- [38] 由里宗之(2001)「改めて問う、真に地域に根ざした信用金庫の在り方—「地元の名称」にこだわり続ける5つの信用金庫から学ぶ」東京都信用金庫協会『調査四季報』35号
- [39] 和合肇・伴金美(1995)『TSPによる経済データの分析』東京大学出版会

表1. 基本統計量(406obs)

			Mean	Std. Dev.	Min	Max	Source
不良債権比率	H8	y8	0.0280	0.0261	0.0013	0.3017	1
債務保証比率	H8	x1	0.0380	0.0302	0.0000	0.2144	1
債務保証比率(前期)	H1	x2a	0.0320	0.0295	0.0022	0.2084	1
貸出額度	H8	x3a	0.2818	0.3133	-0.4903	2.2700	1,2
貸出額度(前期)	H1	x4a	0.1003	0.3356	-1.0928	1.2318	1,2
都銀/信金	H4	x8	2.9840	9.3526	0.0000	138.0000	4,5
地銀/信金	H4	x9	5.0851	7.2944	0.0000	91.0000	4,5
地価変化率	H8	x5a	0.0119	0.2010	-0.4358	0.3023	3
地価変化率(前期)	H1	x6a	0.4309	0.4458	0.0078	1.2638	3
民営事業所数	H8	x15	246881.1	224663.8	32123.0	759517.0	6
民営事業所数(前期)	H3	x16a	249025.9	226689.1	33019.0	765582.0	6
店舗数	H8	x10	21.1	15.8	1.0	92.0	1
店舗数(前期)	H1	x11a	18.3	13.5	1.0	86.0	1
従業員数	H8	x12	379.1	378.4	23.0	2563.0	1
従業員数(前期)	H1	x13a	349.7	359.7	20.0	2734.0	1
店舗集中度	H4	x7	0.4717	0.2390	0.0465	1.0000	4
特殊地域ダミー	東京	x17a	0.1207				1
	大阪	x17b	0.0517				1
合併有無ダミー		x18	0.0837				1

1:『全国信用金庫財務諸表』各該當年度、金融図書コンサルタント社

2:『県民経済計算年報』各該當年度、総務省

3:『地価公示』各該當年度、国土厅

4:『全国信用金庫統一店番号』1993年度版、全国信用金庫協会

5:『日本金融名鑑』1993年度版、日本金融通信社

6:『民力』1996年度版、朝日新聞社

表2. 不良債権比率の分布

不良債権比率	頻度	累積 %
0%	0	0.00%
~1%	83	20.44%
~2%	105	46.31%
~3%	88	67.98%
~4%	40	77.83%
~5%	30	85.22%
~6%	22	90.64%
~7%	17	94.83%
~8%	10	97.29%
~9%	4	98.28%
~10%	3	99.01%
~15%	2	99.51%
~20%	1	99.75%
~25%	0	99.75%
~30%	1	100.00%
Total	406	100.00%

表3. 改良モデルに採用する変数候補群

被説明変数		
	不良債権比率	H8
		Iya
1次項および2乗項		
1	債務保証比率	H8
2		H8+H8
3	債務保証比率(前期)	H1
4		H1+H1
5	貸出態度	H8
6		H8+H8
7	貸出態度(前期)	H1
8		H1+H1
9	地銀変化率	H8
10		H8+H8
11	地銀変化率(前期)	H1
12		H1+H1
13	店舗集中度	H4
14		H4+H4
15	都銀/信金	H4
16		H4+H4
17	地銀/信金	H4
18		H4+H4
19	店舗数	H8
20		H8+H8
21	店舗数(前期)	H1
22		H1+H1
23	従業員数	H8
24		H8+H8
25	従業員数(前期)	H1
26		H1+H1
27	民営事業所数	H8
28		H8+H8
29	民営事業所数(前期)	H3
30		H3+H3
31	合併有無ダミー	x18

差差項

32	債務保証比率	x態度	x1x3a
33		x地銀	x1x5a
34		x集中度	x1x7
35		x都銀	x1x8
36		x地銀	x1x9
37		x店舗	x1x10
38		x従業員	x1x12
39		x事業所	x1x15
40		x東京	x1x17a
41		x大阪	x1x17b
42		x合併	x1x18
43	債務保証比率(前期)	x態度	x2x4a
44		x地銀	x2x6a
45		x店舗	x2x11a
46		x従業員	x2x13a
47		x事業所	x2x16a
48		x東京	x2x17a
49		x大阪	x2x17b
50		x合併	x2x18
51	貸出態度	x地銀	x3x5a
52		x集中度	x3x7
53		x都銀	x3x8
54		x地銀	x3x9
55		x店舗	x3x10
56		x従業員	x3x12
57		x事業所	x3x15
58		x東京	x3x17a
59		x大阪	x3x17b

表4. 主成分分析結果

主成分	分散%	累積%	変数の数	aic
1	28.05	28.05	26	892.154
2	13.99	42.05	43	886.505
3	10.03	52.07	68	871.885
4	8.09	60.16	76	870.384
5	6.49	66.65	85	876.655
6	4.78	71.43	91	886.017
7	3.35	74.78	103	891.137
8	2.88	77.66	104	892.844
9	2.29	79.96	109	896.430
10	2.16	82.12	109	-
11	2.01	84.13	112	893.870
12	1.88	85.81	112	-
13	1.31	87.12	112	-
14	1.16	88.28	113	894.440
15	1.03	89.32	113	-
16	0.91	90.23	113	-

表5. 推定結果

	Vars	Coef.	Robust SE	P> t	VIF
定数項	_cons	-5.550918	0.519	0.0000 ***	
債務保証比率	x1	12.693950	6.666	0.0540 *	42.13
(同上二乗項)	x1s	1.563992	34.828	0.9840	20.96
債務保証比率(前期)	x2a	6.074908	5.290	0.2520	19.69
貸出態度	x2a2	-27.596700	34.345	0.4220	19.79
地価変化率	x3a	-0.691074	0.480	0.1340	27.07
(同上二乗項)	x3a2	18.621180	7.541	0.0290 **	185.19
地価変化率(前期)	x6a	1.748787	0.844	0.0650 *	190.23
(同上二乗項)	x6a2	-0.274165	0.803	0.7330	236.05
銀銀/預金	x8	-0.038433	0.186	0.8370	3930.83
地銀+地銀2/信金	x9	-0.015708	0.028	0.5770	38.62
店舗數	x10	0.072355	0.054	0.1840	771.51
(同上二乗項)	x10s	-0.000967	0.001	0.3800	2081.82
店舗數(前期)	x11a	0.030631	0.039	0.4330	304.31
(同上二乗項)	x11a2	-0.000269	0.000	0.5240	231.70
従業員数	x12	-0.004032	0.002	0.0500 **	895.19
(同上二乗項)	x12s	-0.000002	0.000	0.1870	1821.41
従業員数(前期)	x13a	-0.005682	0.001	0.6670	288.43
民営事業所数	x15	0.000038	0.000	0.5980	167778.75
(同上二乗項)	x15s	0.000000	0.000	0.7120	844320.19
民営事業所数(前期)	x16a	-0.000017	0.000	0.8000	158839
(同上二乗項)	x16a2	0.000000	0.000	0.8580	785085.56
合併有無ダミー	x18	-0.390088	0.734	0.5960	54.41
債務保証比率	x1x3a	-0.000567	5.520	1.0000	10.34
×態度	x1x5a	-27.437610	17.027	0.1080	36.92
×地価	x1x7	-2.314193	4.210	0.5830	8.07
×集中度	x1x9	0.310007	0.247	0.2100	13.73
×地銀	x1x15	-0.000030	0.000	0.0800 *	74.24
×大阪	x1x17b	-0.987844	7.458	0.8950	20.8
×合併	x1x18	-7.581705	5.397	0.1810	12.28
債務保証比率(前期)	x2x4a	-0.800498	3.487	0.8190	3.68
×地価	x2x6a	2.780558	9.560	0.7730	83.13
×事業所	x2x18a	-0.000007	0.000	0.6790	88.52
×大阪	x2x17b	0.082237	4.818	0.5860	12.88
×合併	x2x18	1.037952	7.168	0.6850	15.62
×集中度	x3x7	0.520143	0.594	0.3820	9.13
×都銀	x3x8	-0.036519	0.059	0.5380	9.57
×地銀	x3x9	0.002222	0.039	0.9550	8.92
×店舗	x3x10	-0.088458	0.047	0.0850 *	182.55
×従業員	x3x12	0.003499	0.002	0.1240	156.54
×事業所	x3x15	0.000002	0.000	0.2800	13.81
×合併	x3x18	1.067301	0.387	0.0040 ***	10.49
貸出態度(前期)	x4x17b	-0.453753	0.645	0.4820	15.73
地価変化率	x5x7	-1.162740	1.014	0.2520	11.11
×集中度	x5x8	1.558088	0.653	0.0050 ***	6889.43
×都銀	x5x10	-0.085122	0.149	0.6430	565.74
×店舗	x5x12	-0.008277	0.008	0.4160	938.1
×従業員	x5x15	-0.000024	0.000	0.2670	5443.1
×事業所	x5x17a	-19.050770	6.500	0.0040 ***	688.5
×東京	x5x17b	-32.314050	9.813	0.0010 ***	248.45
×大阪	x5x17c	-0.005273	0.003	0.1250	180.92
地価変化率(前期)	x6x11a	0.040046	0.033	0.2270	187.77
×従業員	x6x13a	0.000086	0.002	0.9520	327.15
×事業所	x6x16a	-0.000017	0.000	0.0000 ***	1810.81
×合併	x6x18	0.114838	0.437	0.7930	18.74
店舗集中度	x7x12	-0.003681	0.001	0.4780	5.45
×従業員	x7x17b	-0.150398	1.060	0.8870	16.37
×大阪	x7x18	0.036798	0.700	0.9580	11.2
×合併	x8x10	-0.005273	0.003	0.1250	180.92
都銀/預金	x8x12	0.00199	0.000	0.1030	157.16
×事業所	x8x15	0.000001	0.000	0.0500 **	17744.00
地銀+地銀2/信金	x8x17b	-0.177715	0.073	0.0150 **	61.14
×合併	x8x18	-0.042563	0.086	0.6200	38.86
×事業所	x9x15	0.000000	0.000	0.8550	734
×東京	x9x17a	0.020663	0.149	0.8900	550.39
×大阪	x9x17b	0.039879	0.103	0.9980	90.46
×合併	x9x18	0.060187	0.082	0.4610	17.88
店舗数	x10x12	0.000095	0.000	0.2480	6247.93
×従業員	x10x15	0.000000	0.000	0.0310 **	937.06
×事業所	x10x17a	0.150992	0.063	0.0170 **	502.08
×東京	x10x17b	0.101167	0.052	0.0510 *	180.03
×合併	x10x18	0.006589	0.018	0.7180	74.87
従業員数	x12x15	0.000000	0.000	0.0460 **	1854.43
×事業所	x12x17a	-0.005709	0.002	0.0190 **	605.59
×東京	x12x17b	-0.003850	0.002	0.0720 *	115.05
×大阪	x12x18	0.000149	0.001	0.8430	53.84
民営事業所数	x15x18	0.000001	0.000	0.6610	39.12

Number of obs = 408 Adj R-squared = 0.3789  
 F( 78, 329) = 4.22 Root MSE = .65432  
 Prob > F = 0.0000 aic = 870.83888  
 R-squared = 0.4938 mean VIF = 28506.49

表6. 多重共線性の影響について(係数一覧)

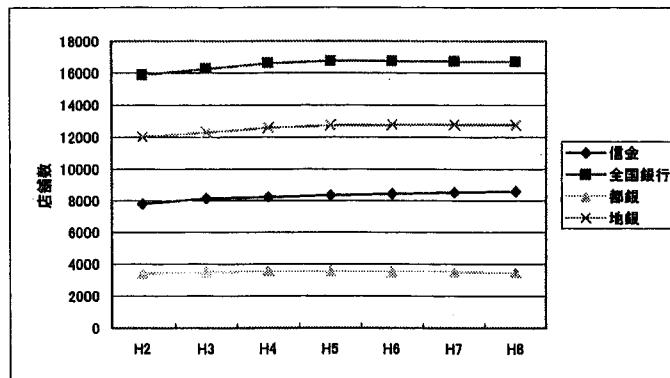
	all	x15s	x18e2	x15	x18e
定数項	_cons	-5.551	***	-5.470	***
債務保証比率	x1	12.894	*	13.272	**
(同上二乗項)	x1s	1.584		2.023	
債務保証比率(前期)	x2a	6.075		8.017	
貸出態度	x2a2	-27.587		-28.108	
地価変化率	x5a	-3.801		-3.792	
(同上二乗項)	x5a2	16.521	**	16.585	**
地価変化率(前期)	x6a	1.749	*	1.572	*
(同上二乗項)	x6a2	-0.274		-0.134	
都銀/預金	x8	-0.028		-0.035	
地銀+地銀2/信金	x9	-0.016		-0.015	
店舗数	x10	0.072		0.072	
(同上二乗項)	x10s	-0.001		-0.001	
店舗数(前期)	x11a	0.031		0.029	
(同上二乗項)	x11a2	0.001		0.000	
従業員数	x12	-0.004	**	-0.004	*
(同上二乗項)	x12s	0.000		0.000	
従業員数(前期)	x13a	-0.001		0.000	
民営事業所数	x15	0.000		0.000	
(同上二乗項)	x15s	0.000		0.000	
民営事業所数(前期)	x16a	0.000		0.000	
(同上二乗項)	x16a2	0.000		0.000	
合併有無ダミー	x18	-0.390		-0.423	
債務保証比率	x1x3a	-0.005682		-0.242	
×態度	x1x5a	-27.438		-28.358	
×地価	x1x7	-2.314193		-2.314	*
×集中度	x1x9	0.310007		0.312	
×地銀	x1x15	-0.000030		0.000	
×事業所	x1x17b	-0.987844		-0.988	
×大阪	x1x18	-7.581705		-7.582	
×合併	x2x4a	-0.800498		-0.800	
×地価	x2x6a	2.780558		2.781	
×事業所	x2x18a	-0.000002		0.000	
×大阪	x2x17b	0.082237		0.082	
×合併	x2x18	1.037952		1.038	
×集中度	x3x7	0.520143		0.516	
×都銀	x3x8	-0.036519		-0.037	
×地銀	x3x9	0.002222		0.002	
×店舗	x3x10	-0.088458		-0.088	*
×従業員	x3x12	0.003499		0.003	
×事業所	x3x15	0.000002		0.000	
×合併	x3x18	1.067301		1.067	***
貸出態度(前期)	x4x17b	-0.453753		-0.454	
地価変化率	x5x7	-1.162740		-1.163	
×集中度	x5x8	1.558088		1.558	***
×都銀	x5x10	-0.085122		-0.085	
×店舗	x5x12	-0.008277		-0.008	*
×従業員	x5x15	-0.000024		-0.000	
×事業所	x5x17b	-0.987844		-0.988	
×東京	x6x17a	-19.050770		-19.051	***
×大阪	x6x17b	-32.314050		-32.314	***
地価変化率(前期)	x6x17c	-0.005273		-0.005	
店舗集中度	x6x18a	-0.000017		-0.000	
×従業員	x6x18b	0.114838		0.115	
×事業所	x6x18c	-0.008277		-0.008	
×大阪	x6x18d	-0.000024		-0.000	
×合併	x6x18e	-0.000030		-0.000	
都銀/預金	x6x18f	-0.000037		-0.000	
×事業所	x6x18g	-0.000043		-0.000	
×大阪	x6x18h	-0.000051		-0.000	
×合併	x6x18i	-0.000061		-0.000	
×事業所	x6x18j	-0.000070		-0.000	
×東京	x6x18k	-0.000079		-0.000	
×大阪	x6x18l	-0.000087		-0.000	
×合併	x6x18m	-0.000096		-0.000	
地銀+地銀2/信金	x6x18n	-0.000097		-0.000	
×事業所	x6x18o	-0.000098		-0.000	
×東京	x6x18p	-0.000099		-0.000	
×大阪	x6x18q	-0.000100		-0.000	
×合併	x6x18r	-0.000101		-0.000	
店舗数	x7x12	0.000095		0.000	
×従業員	x7x15	0.000000		0.000	
×事業所	x7x17a	0.150992		0.151	**
×東京	x7x17b	0.101167		0.101	*
×大阪	x7x18	0.060187		0.060	*
×合併	x8x10	0.006589		0.007	
従業員数	x8x12	0.000000		0.000	
×事業所	x8x15	0.000000		0.000	
×東京	x8x17a	-0.005709		-0.006	**
×大阪	x8x17b	-0.003850		-0.004	*
×合併	x8x18	0.000149		0.000	
民営事業所数	x8x18	0.000001		0.000	

Number of obs = 408 Adj R-squared = 0.3789  
 F( 78, 329) = 4.22 Root MSE = .65432  
 Prob > F = 0.0000 aic = 870.83888  
 R-squared = 0.4938 mean VIF = 28506.49

表7. 外れ値に対する検定結果

id	不良債権比	dfits
1	191	30.17%
2	347	20.87%
3	187	3.68%
4	358	5.27%
5	30	10.36%
6	322	2.85%
7	414	5.00%
8	104	3.72%
9	319	7.25%
10	452	5.80%
11	78	7.83%
12	45	2.66%
13	131	6.81%
14	297	1.61%
15	229	4.28%
		0.976

図1. 全国銀行と信用金庫店舗数の推移



※全国銀行=都銀+地銀+信託+長信銀、なお地銀には第2地銀も含んでいる

出所:日本銀行「都道府県別経済統計」の数字をまとめた朝日新聞社「民力」より作成

附表1. 単位根検定結果

単位根存在仮説を受容(5%)

(1)信金

	ADF(DF含む)				PP				Newey-West lags = 3	
	ラグ	トレンドなし	p値	トレンドあり	p値	ラグ	トレンドなし	p値	トレンドあり	p値
Loan	0	-1.748	0.407	-0.439	0.399	0				
	1	-1.289	0.834	-0.488	0.985	1				
	2	-1.371	0.595	-1.828	0.818	2				
	3	-1.404	0.879	-0.598	0.860	3	-1.372	0.598	-0.418	0.987
$\Delta$ Loan	0	-4.583	0.000	-4.752	0.001	0				
	1	-2.119	0.237	-2.301	0.435	1				
	2	-3.184	0.023	-3.389	0.066	2				
	3	-1.991	0.322	-2.052	0.574	3	-4.835	0.000	-4.828	0.000
$\Delta^2$ Loan	0	-15.104	0.000	-15.030	0.000	0				
	1	-5.311	0.000	-5.313	0.000	1				
	2	-6.880	0.000	-6.853	0.000	2				
	3	-5.952	0.000	-5.92	0.000	3	-15.475	0.000	-15.472	0.000

※全て定数項つき

(2)都銀

	ADF(DF含む)				PP				Newey-West lags = 3	
	ラグ	トレンドなし	p値	トレンドあり	p値	ラグ	トレンドなし	p値	トレンドあり	p値
Loan	0	-1.402	0.580	-0.286	0.998	0				
	1	-1.208	0.870	-0.548	0.982	1				
	2	-1.463	0.550	-1.788	0.728	2				
	3	-1.388	0.587	-1.749	0.728	3	-1.137	0.700	-0.578	0.981
$\Delta$ Loan	0	-4.197	0.001	-4.325	0.003	0				
	1	-1.848	0.358	-1.981	0.812	1				
	2	-1.623	0.389	-1.941	0.633	2				
	3	-1.480	0.549	-1.527	0.819	3	-4.184	0.001	-4.344	0.003
$\Delta^2$ Loan	0	-16.592	0.000	-16.498	0.000	0				
	1	-7.018	0.000	-6.980	0.000	1				
	2	-6.370	0.000	-6.318	0.000	2				
	3	-4.445	0.000	-4.403	0.002	3	-18.051	0.000	-17.940	0.000

※全て定数項つき

(3)地銀(+地銀2)

	ADF(DF含む)				PP				Newey-West lags = 3	
	ラグ	トレンドなし	p値	トレンドあり	p値	ラグ	トレンドなし	p値	トレンドあり	p値
Loan	0	-1.441	0.581	-0.242	0.997	0				
	1	-1.449	0.557	-0.405	0.998	1				
	2	-1.277	0.639	-1.580	0.795	2				
	3	-1.381	0.648	-0.924	0.854	3	-1.273	0.641	-0.248	0.992
$\Delta$ Loan	0	-7.887	0.000	-8.137	0.000	0				
	1	-2.052	0.284	-2.214	0.484	1				
	2	-2.802	0.093	-2.784	0.203	2				
	3	-1.772	0.395	-1.889	0.686	3	-8.172	0.000	-8.368	0.000
$\Delta^2$ Loan	0	-28.071	0.000	-27.881	0.000	0				
	1	-8.208	0.000	-8.178	0.000	1				
	2	-8.807	0.000	-8.759	0.000	2				
	3	-5.041	0.000	-4.995	0.000	3	-29.978	0.000	-29.917	0.000

※全て定数項つき

附表2. ラグ次数とAIC

ラグ次数	AIC
1	66.6652
1-2	66.3751
1-3 *	66.2419
1-4	66.4291
1-5	66.5975
1-6	66.5648

附表3. Granger因果律檢定結果

*:有意水準10%, **:5%, ***:1%					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
信金	都銀	24.2847	3	0.0000	***
	地銀	9.3085	3	0.0255	**
	ALL	31.2581	6	0.0000	***
都銀	信金	5.0804	3	0.1680	
	地銀	5.4045	3	0.1445	
	ALL	9.1812	6	0.1636	
地銀	信金	4.5206	3	0.2105	
	都銀	7.7225	3	0.0521	*
	ALL	12.2239	6	0.0572	*