



Discussion Papers In Economics And Business

パネル・データを用いた地域経済と地域金融に関する実証分析

安孫子 勇一

吉岡 孝昭

Discussion Paper 03-03

Graduate School of Economics and
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

パネル・データを用いた地域経済と地域金融に関する実証分析

安孫子 勇一

吉岡 孝昭

Discussion Paper 03-03

January 2003

この研究は「大学院経済学研究科・経済学部記念事業」
基金より援助を受けた、記して感謝する。

Graduate School of Economics and
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

パネル・データを用いた地域経済と地域金融に関する実証分析

安孫子 勇一（大阪大学）

吉岡 孝昭（四川大学）

（要約）

地域経済と地域金融は密接に結びついているといわれる一方、両者の関連をさほど勘案せず不良債権処理など金融問題の解決を優先すべきとの論調も強い。本稿では実証分析の手法により、両者の関係の長期安定性を検証した。まず、クレジット・ビューを踏まえ、地価が貸出に与えた影響を貸倒損失リスク等の観点から取り込んだ銀行貸出モデルを作り、75～99年度の都道府県別パネル・データを用いて貸出変動要因を計測した。符号条件を満たす有意な推計結果が得られ、地域経済の成長や人口増加が重要な貸出拡大要因であること、地価等資産価格の上昇が担保価値の向上等から貸出を拡大させることなどを確認した。この視点からすると、バブル崩壊後の地方貸出低調は、地方経済の低迷、地価の全国的な下落に伴う担保余力の低下、人口増加率の低下などによるものであり、地方経済の回復策抜きに地方金融の性急な問題解決を求める議論が危険であることを示唆している。

1. はじめに

地域経済と地域金融は密接に結びついているといわれる一方で、両者の関連を等閑視して不良債権処理などの金融問題の解決を優先すべき、との論調も少なくない。両者の関連の強さ如何は、実証分析の課題であり、それを踏まえた政策提言が求められる。

これまで、地方金融については、計量分析の手法を用いて様々な研究がなされてきた。しかしながら、それぞれの研究は、上記の問題意識からすると、都道府県別にみた貸出伸び率・地価上昇率などの多様性を十分に反映していないほか、バブル崩壊後の時期を含む長期に亘って地域貸出を規定してきた要因を明らかにした研究も少ない。また、大手銀行の数字が反映されていないものが多く、大都市をも含めた我が国の地域経済全般の傾向を分析するという観点からも、限界のある研究が少なくない。本稿では、実務的にみて、より現実的と思われる前提の下で、多くの地域で成り立つ安定的な関係を分析するよう努めた¹。

地域金融に関する有力な先行研究としては、例えば以下のものが挙げられる。Mori/Tsutsui [1989] では、都道府県別の地域金融機関（地方銀行、相互銀行、信用金庫）469行庫のクロスセクション・データを用いて集中度や効率性について推計している。また、Alley [1993] は41都道府県の地域金融機関（地方銀行、相互銀行）106行の2年分のパネル・データを用いて共謀度や集中度を推計している。さらに、山崎/竹田 [1997] は、「クレジット・ビュー」に基づき、全国9地域の19年分（73年～91年）のパネル・データを用いて貸出供給曲線を推計し、各地域の地価がそれぞれの貸出供給に有意に影響したことを

示している。このほか、堀江 [2001]² は、第 9 章で近畿地区の信用金庫・信用組合 63 先 1,691 カ店の営業地盤が地域金融に与えた影響について、クロスセクション・データを用いて分析している。

本稿の問題意識は、上記のうち山崎/竹田 [1997] に近いが、都道府県別データ（地方銀行、相互銀行のほか、都市銀行、信託銀行、長期信用銀行の計数の集計値）を用いたこと、バブル崩壊後を含む比較的長期（75 年度～99 年度）のパネル分析を行ったこと、多くの説明変数を入れたこと等が特徴である。

また、パネル分析で得られた知見を現代にあてはめ、どの要因がどの程度地域貸出の増減に寄与しているのか、地域経済の回復なくして地域金融の回復がありえるのか、などの政策的含意についても検討する。

2. 計量分析の視点

地域経済の発展にとって地域金融の成長は不可欠な要件であり、地域金融の拡大のためには地域経済が発展する必要があるといわれる³。以下では、この一見自明と思われるこの関係を、計量分析の手法で明らかにすることを試みる。

我が国全体のマクロ経済と金融の関係については、多くの研究蓄積があるが、バブルの発生と崩壊の経験を経て、山崎/竹田 [1997]、小川/北坂 [1998]、北坂 [2001]、堀江 [2001] などで、貸出の役割を重視した「クレジット・ビュー」が提唱されている。この考え方は、貨幣市場の均衡を重視する標準的な IS - LM 分析（マネー・ビュー）とは視点を変え、銀行の貸出行動が実体経済に与える影響を重視する立場である。この視点からは、地価が担保価値の増減を通じて貸出に与える影響を捉えることが可能であり、例えば貸出関数では、説明変数の中に地価を含めることが可能になる。

この効果を確認するため、本稿では、銀行の t 期の収益 π_t について、以下のモデルで分析することとする。

$$\pi_t = r_{lt} L_t + r_{ct} CA_t - r_{dt} D_t - EX_t - CR_t \quad (1)$$

ここで、 r_{lt} は t 期の貸出金利、 L_t は t 期の貸出額、 r_{ct} は t 期のコール市場での運用レート（外生変数）、 CA_t は t 期のコール市場での運用額（マイナスの場合には調達額、安全資産の代表例とみる）、 r_{dt} は t 期の預金金利（外生変数）、 D_t は t 期の預金額、 EX_t は t 期の経費（物件費 + 人件費 + 税金）、 CR_t は t 期の信用リスク相当額（将来の貸倒損失 < 担保でカバーされている部分を除く > の期待値と定義する）を指すこととする。大括弧に言えば、狭義の資金運用利鞘から、経費率と予想貸倒率を引いたものが銀行の利益だと捉えたものである。

次に、簡単化のために、以下の仮定をおく。

$$CA_t = D_t - L_t \quad (2)$$

金融機関のバランスシートには、預金と貸出との差額に相当するものとして、国債・地方債など様々な資産があるが、簡単化のために CA で代表させる⁴。ここでは、預金額が貸出額よりも大きい銀行はコール市場で運用を行い（ $CA > 0$ ）、預金額が貸出額よりも小さい

銀行は、コール市場から資金調達を行う ($CA < 0$) ことを意味している。

この(2)式を(1)式に代入してやると、(3)式が得られる。

$$r_{lt} = (r_{lt} - r_{ct})L_t + (r_{ct} - r_{dt})D_t - EX_t - CR_t \quad (3)$$

さらに、 D_t 、 EX_t については、次の形の関数だと仮定する。

$$D_t = D(L_t) \text{ および } EX_t = EX(L_t) \quad (4)$$

まず、預金の側をみると、貸出の実務においては、借り手の預金口座に銀行が資金を振り込むことにより行われるため、資金を手にした借り手から支払いを受けた取引先が預金を引き下ろして現金に変えない限り、銀行システム全体でみれば預金は増加する筋合いにある。また、銀行のバランスシート制約からみても、資産の有力項目である L_t の増加は、負債の有力項目である D_t の増加に結びつく可能性が高い。このため、偏微分の係数は正と考えられる ($D_t / L_t > 0$)。

次に、経費をみると、 EX_t は L_t の増加関数 ($EX_t / L_t > 0$) と考えられる。貸出を拡大するにあたっては、追加的な審査コストが必要となるためである。実務的には、審査担当者の増員や時間外労働の拡大などに伴って人件費が拡大するほか、営業拠点の増強に伴って物件費が高むものと考えられる。なお、費用が一般に逓増することから、営業経費の2回微分は非負と考えられる ($^2EX_t / L_t^2 \geq 0$)。

また、信用リスク相当額 CR_t は、(5)の形の関数形だと仮定する。

$$CR_t = CR(L_t, Z_t, N_t) \quad (5)$$

ここで、 Z_t は t 期におけるその地域の地価変動率、 N_t は t 期におけるその地域の成長性とする。

各銀行が無理やり貸出を増やそうとすると、予想貸倒損失率がより高いとみなされる取引先への貸出を余儀なくされると思われる。したがって、貸出額 L_t の拡大は予想される損失額 CR を拡大させることから、偏微分の係数は正と考えられる ($CR_t / L_t > 0$)。また、一般に、2回微分した係数は非負と考えられる ($^2CR_t / L_t^2 \geq 0$)。

また、その地域の地価 Z_t が上昇すれば、担保価値が上昇するため、返済が困難となった場合の予想貸倒損失額が減少すると考えられる⁵。このため、偏微分の係数は負と考えられる ($CR_t / Z_t < 0$)。

また、その地域の将来の成長性 N_t が高まれば、地域内の予想貸倒損失額は減少すると考えられる。このため、偏微分の係数は負と考えられる ($CR_t / N_t < 0$)。

小川/北坂 [1998] では、地価が貸出に影響を与えるメカニズムとして、情報の経済学を用いて、資金の貸し手(金融機関:情報面で劣位)が借り手(企業:情報面で優位)の行動を監視するためのエージェンシー・コストを節約できることから、貸出が増加すると説明している。上記のモデルで考えれば、 EX_t にエージェンシー・コストを反映することになるが、エージェンシー・コストは観測困難なため直観的には分かりにくい。むしろ、貸出につきものの貸倒損失のリスクを CR 関数というかたちで広義のコストと位置づけて考えることにより、地価変動についてほぼ同じ効果を得ることができる。なお、実際に地域金融機関が企業に課している金利は、同一時期・同一期間・同一ロットでも、借り手に応じて異なるという現象が一般にみられるが、上記のような CR 関数を導入することで理解が

容易となる。

(4)式と(5)式を(3)式に代入することにより,(6)式が得られる。

$$r_{lt} = (r_{lt} - r_{ct})L_t + (r_{ct} - r_{dt})D(L_t) - EX_t(L_t) - CR(L_t, Z_t, N_t) \quad (6)$$

この式を L_t で偏微分すると、銀行にとって収益を最大化するための1階の条件が次のとおり求められる。

$$\frac{r_{lt}}{L_t} = (r_{lt} - r_{ct}) + L_t \frac{r_{lt}}{L_t} + (r_{ct} - r_{dt}) \frac{D_t}{L_t} - EX_t/L_t - CR_t/L_t = 0 \quad (7)$$

ここで、貸出需要の金利弾力性 $(L_t/L_t) / (r_{lt}/r_{lt}) = -\mu$ (一般に $\mu > 0$) として解くと,(8)式が得られる。

$$(1 - 1/\mu) r_{lt} - r_{ct} + (r_{ct} - r_{dt}) \frac{D_t}{L_t} - EX_t/L_t - CR_t/L_t = 0 \quad (8)$$

この1階の条件を導くにあたっては、地方金融機関が共同利潤の最大化を行っているという、一種地域独占に近い状態にあることを前提としている。逆に、完全競争に近い状態であれば、 μ は無限大となり、地域金融機関は最適な貸出金利を選ぶことができず、市場で与えられる貸出金利を受入れなければならなくなる。この点に関連して、Uchida/Tsutsui [2002] は銀行別のパネル分析により、地銀の競争度は低く完全競争とは異なることを指摘している。今回の分析が後述のとおり都道府県別のデータを扱っているため、主要なプレーヤーは地方銀行である。上記の知見を勘案すれば、共同利潤最大化という前提は現実性が高いと考えられる。

次に、簡単化のために、銀行のバランスシート制約や、今回の分析対象が各都道府県の計数を集計したセミ・マクロの計数であることを勘案して、 $D_t/L_t = 1$ であると仮定する(この背景は補論1参照)と,(9)式⁶が得られる。

$$(1 - 1/\mu) r_{lt} - r_{dt} - EX_t/L_t - CR_t/L_t = 0 \quad (9)$$

この式は、銀行が貸出を増やすことで得られる限界的な収益 $(1 - 1/\mu) r_{lt}$ が、限界的な費用(預金金利+営業経費)と限界的な予想損失額の和に等しいことを示している⁷。 μ の形状は資金需要関数に左右されるが、 $\mu/L < 0$ と仮定する(Lが大きくなるほど、1単位の貸出金利低下の貸出伸張効果が縮小すると仮定)と、 r_{lt} が上昇すれば(9)式を満たすLが拡大し、 r_{dt} が上昇すればLは縮小することになる。また、CRがZとNの減少関数なので、ZやNの上昇はLを増加させる⁸。

この式が銀行の貸出供給を規定することになるが、 μ を介して貸出需要曲線が取り込まれている点に留意する必要がある。貸出需要曲線の説明変数が(9)式にも影響するためである。

そこで、貸出需要曲線を(10)式のように定式化する⁹。

$$L^D = L(r_{lt}, Y_t, Z_t, S_t, F_t, L_{t-1}) \quad (10)$$

ここで、 Y_t はt期におけるその銀行の所在する地域の県内総生産、 S_t はt期における株価、 F_t はt期における円ドル相場とする。

地域の県内総生産(=県内総支出) Y_t の拡大は地域経済の活性化であり、 Y_t が拡大すれ

ば資金需要の高まりから、地域の貸出が増大すると考えられる（偏微分の係数は正、 $L_t / Y_t > 0$ ）。

また、地価 Z_t の上昇は、不動産の値上がり期待による資金需要や、不動産の有効活用に伴う資金需要、さらには担保余力の上昇による資金調達拡大につながると考えられる。このため、地域の貸出を増大すると考えられる（地価の偏微分の係数は正、 $L_t / Z_t > 0$ ）。このように、地価の上昇それ自体が新たな資金需要を呼ぶプロセスは、バブル期にはよくみられた現象である。例えば、地価が上昇すれば、同一不動産を2番手、3番手の貸し手への担保として提供することで、借入額が増大する事例は、かなり広くみられた。また、地価が上昇して相続税負担等が増大すれば、それを回避することを主目的に、土地所有者が商業ビルや賃貸住宅を建設する事例が多数みられた¹⁰。これらの結果、地域の地価が上昇すれば、他の条件を一定とすれば、地域の貸出額が増えることになる。逆に、地価が下落すれば、保有不動産の担保余力の低下や税負担回避のインセンティブ低下から、資金需要が減少すると考えられる。

他方、株価 S_t の上昇については、保有株式の担保余力上昇によって資金調達意欲の拡大につながる経路が考えられる一方、上場企業に対する市場の評価向上等に伴い借り手が直接金融に移行するインセンティブが高まること等から貸出を減少させる経路も考えられる。このため、株価の偏微分の係数の正負は、すぐれて実証の問題と考えられる。

また、円ドル相場 F_t の円高化については、輸出産業への円高の打撃が大きい場合等には貸出にとってマイナスになる一方、輸入企業の業容拡大等が大きい場合等には貸出にとってプラスとなることもあり得る。このため、為替レートの偏微分の係数の正負も、実証の問題と考えられる。

このほか、 L_{t-1} も資金需要の説明変数と考えられる。これは、資金の借り手の側も、新規のプロジェクトの企画・立案・調整には一般に時間がかかるためである。こうした調整コストを勘案すれば、実務的には即座に最適な状態を実現できないため、段階的に最適化を図ることになる。このため、ある期に資金需要が強まったとしても、新規の案件が貸出につながるまでには時間を要することから、資金需要が強まった期だけでなくその1期後も貸出が増え続け、逆に弱まった期の1期後も案件が減り続けるという意味での、一種の慣性効果が想定される（この背後にあるメカニズムについては補論2を参照）。

(9)式の説明変数である r_{dt} と r_{lt} はかなり平行に動いており（補論3参照）、強い多重共線性が想定されることから、 r_{lt} を消去することとした。そこで、(10)式を(9)式に代入すれば、貸出は以下の7変数の関数となる。

$$L_t = L(r_{dt}, Y_t, Z_t, N_t, S_t, F_t, L_{t-1}) \quad (11)$$

ここで、予想される符号は、 r_{dt} が負、 Y_t が正、 Z_t が正（貸出供給関数でも需要関数でも貸出増加に働くため）、 N_t が正、 L_{t-1} が正である。他方、 S_t 、 F_t の符号については、先験的には言えない。

このように、本稿では、地価が銀行の貸出行動に影響するという考え方¹¹を地域金融にも応用し、地域経済と地域金融の相互関係を探ったのが大きな特徴である。

3. パネル・データ

実証分析にあたっては、(11)式を r_{dt} , Y_t , Z_t , N_t , S_t , F_t , L_{t-1} の7変数で推計することとする。また、地域の成長性 N_t の代理変数として、地域の人口増加率を用いる。

推計式は、簡単化のために、次のとおりとする。

$$L_{t,i} = \quad + Y_{t,i} + Z_{t,i} + r_{dt,i} + N_{t,i} + S_t + F_t + L_{t-1,i} \quad (12)$$

ここで、 $L_{t,i}$ は t 期における都道府県 i の貸出前年比、 $Y_{t,i}$ は t 期における都道府県 i の県内総生産前年比、 $Z_{t,i}$ は t 期における都道府県 i の地価前年比、 $r_{dt,i}$ は t 期における都道府県 i の預金金利（推計値）の前年差、 $N_{t,i}$ は t 期における都道府県 i の人口前年比、 S_t は t 期における株価の前年比（47 都道府県一律のため添字 i を付していない）、 F_t は t 期における円相場の前年比（同、「 $t-1$ 期の円相場 / t 期の円相場」で計測したためプラスが円高）である¹²。

実際の計量分析では、全国 47 都道府県の銀行貸出（全国銀行の計数に相互銀行の計数を加えたもの¹³）を被説明変数とし、地域経済動向の代表的指標である「県内総生産」（県民経済計算年報による）、地価の代表的な指標である「地価公示」（住宅地を採用¹⁴）、地方銀行等の財務諸表から推計した都道府県別預金金利¹⁵、人口（住民基本台帳ベース）、株価（TOPIX の月末値の年度平均 < 47 都道府県一律 >）、円ドル相場（東京市場スポット・レート¹⁶の月末値の年度平均 < 同 >）の関係を、パネル分析の手法¹⁶を用いて調べた。

銀行貸出の都道府県別データは、東京（全国シェア 3 ~ 5 割）・大阪（同 1 ~ 2 割）への集中度が著しく高い¹⁷ など都道府県別の規模の格差が大きいことから、単純に比較することは好ましくない。また、バブル崩壊時までは明瞭な上昇トレンドがあり、単純に推計すれば「みせかけの相関」が検出される可能性が強い。そこで、本稿では、各変数の前年比増加率を用いて分析した（ただし、預金金利については、90 年代を通じて水準が数分の一に切り下がっていることから、前年差 % ポイントを用いた）。

推計の始期は、全都道府県の地価データを取れるのが 75 年度以降であることを勘案して、75 年度とした。また、推計の終期は、本稿執筆時点で内閣府公表の県内総生産データを手でできた 99 年度までとした。

この期間であれば、72 年 5 月に本土復帰した沖縄県のデータも全て利用可能なため、データ・セットは、各期 47 個ずつの都道府県別データを持つ「バランスしたパネル・データ」となる。データ毎に、全国平均、分布の幅（「最大の県」と「最小の県」で例示、年毎の平均等は表 1 を参照）、分布の標準偏差（年毎の平均等は表 2 を参照）の推移を前もって概観すると次のとおりである。

図 1 は、貸出の年度末残前年比（被説明変数）の推移である。貸出の伸びは、全国平均でみると、バブルの頃までは年率 + 10% 前後と高かったが、90 年度から急速に伸びが低下し、96 年度からはマイナスを続けている。このところ、不良債権処理もあってマイナス幅が幾分広がっている様子が窺える。また、都道府県別の格差（「最高の県の % - 最低の県の %」で計測、以下同じ）が期中平均で 13.8% ポイント（小さい年で 6.6% ポイント、大き

い年には 25.1%ポイント)もあり、標準偏差でみても平均 2.7%ポイントとなるなど、地方別のバラツキがかなり大きいのが特徴である。なお、バブル崩壊の前後(以下では、91 年度以降にバブルが崩壊したとみなす)をみると、都道府県別の格差も標準偏差も幾分縮小している。

図 2 は、県内総生産の前年比の推移である。県内総生産の成長率は、全国平均(GDP の名目値で代替)でみると、80 年代には年率 + 5 ~ + 10%で推移していたが、90 年代には低下傾向を辿り、98 年度には一時マイナス成長を記録している。やはり、都道府県別のバラツキが大きく、格差が期中平均で 10.1%(小さい年で 6.1%ポイント、大きい年には 16.9%ポイント)あり、標準偏差も期中平均で 2.1%ポイントとなっている。なお、バブル崩壊前後を比較すると、都道府県別の格差も標準偏差も少し縮小している。

図 3 は、公示地価(住宅地、1 月 1 日現在)上昇率の推移である。地価上昇率は、バブル期(以下では、86 ~ 90 年度をバブル期とみなす)の 87 年度に全国平均で一旦 + 25%に達した後、90 年度までは 2 桁前後の高い伸びを続けたが、91 年度からマイナスに転じ、執筆時点までマイナスが続いている。都道府県別の格差は期中平均で 18.1%ポイントと非常に大きい。とくにバブル期の 87 年度には神奈川県がサンプル中最高の + 85.7%を記録した一方で、当時でもマイナスの県(高知県など)がみられ、格差は 86.8%ポイントにも達していた。もっとも、格差が最低の年(75 年度)は 2.2%ポイントに過ぎず、格差の年毎の振れが非常に大きいのが特徴である(2001 年には、地価が下がっていない県<島根県>がある一方で、1 割前後下がっている県<兵庫県、千葉県など>もみられた)。バブル期の平均でみると、格差(54.5%ポイント)、標準偏差(11.6%ポイント)ともはずば抜けて大きく、この期間に大きな地域間格差があったことを示している。バブル崩壊後には、格差も標準偏差も大きく縮小したが、なお格差(期中平均 12.9%ポイント)、標準偏差(同 3.1%ポイント)とも他の指標に比べて最も大きい。

図 4 は、預金金利(推計値)の前年差(%ポイント)の推移である。第二次石油危機直後の 80 年頃とバブル期ピークの 90 年頃の金融引き締め期を除けば、マイナスとなっている都道府県が多い¹⁸。もっとも、預金金利は足元では下げ止まりつつあり、ほぼ前年比横這いになっている(2000 年度には、日本銀行のゼロ金利政策の解除<8 月>もあって預金金利が若干上昇した都道府県が 9 年ぶりに出てきている)。また、都道府県別の格差は、かつては 1%ポイント超あったが、金融緩和が続く 94 年度以降は大幅に縮小し、0.2 ~ 0.5%ポイントで推移している。なお、都道府県別の格差の水準や標準偏差は、これら 5 指標の中では、圧倒的に小さい(格差は期中平均 0.73%ポイント、標準偏差は同 0.15%ポイント)。なお、バブル崩壊後に、格差・標準偏差とも 3 割方縮小している。

図 5 は、人口(住民基本台帳ベース、年度末値)前年比の推移である。人口増加率は、全国平均では緩やかに低下を続け、75 年度頃には年率 + 1%だったものが、現在では 0%近辺に低下している。都道府県別の格差は、高度成長期の 67 年度には最高 9%ポイントあったが、80 年代前半には 2%ポイント弱に縮小したあと、バブル期に一旦 4%ポイント弱に拡大し、その後は縮小して、現在では 1%ポイント台となっている。都道府県別の格差・標準偏差は預金金利に次いで小さいが、バブル崩壊後にかなり縮小しており、全国的

なバラツキが小さくなりつつある。

図6は、株価（TOPIX〈月末値の年度平均〉）と円ドル相場（プラスは円高〈同〉）の前年比の推移である。いずれも全国一律と考えているため、都道府県別の格差はないとみなしている。

以上、図1～6をみると、多くの変数でバブル前後に大きな変化が窺える。貸出増加率と県内経済生産成長率は、バブル後に明らかに伸びが鈍化し、マイナスとなった都道府県も少なくない。また、地価上昇率と預金金利（前年差）については、91年度以降、マイナス基調に転じている。89年まで殆ど毎年プラスだった株価（前年比）は、90年度以降マイナスの年が多くなっている。この間、人口増加率は緩やかな低下傾向を辿り、0に近づいている。もっとも、円相場については、引き続き大幅な変動を見せている。

そこで、実証分析にあたっては、通期のみならず、バブルの前後の推計期間にも分けて、これらの変数間の有意な関係や係数が変わっていないか、チェックすることとする。

4. 推計結果

4.1 通期（75～99年度）の推計結果

（12）式を75～99年度の通期でパネル分析により推計した結果（固定効果モデルを選択¹⁹）は、（表3）のとおりである。

この結果は、前節で検討した符号条件（不確定な株価と円ドル相場を除く）を全て満たしているほか、円ドル相場以外の係数のt値はかなり高く、いずれも1%水準で有意なものとなっている（円ドル相場だけは、例外的に有意ではない）。また、ダービン・ワトソン比も2に近くなっていて、誤差項に系列相関はなさそうである。

次に、個別の係数をみると、県内総生産の係数は有意にプラスであり、例えば、地域経済が1%成長したときには貸出が+0.23%増えることになる。上記のモデルで考えれば、地域の経済成長率が高まれば、貸出需要曲線を右側にシフトさせる効果があったものと解釈できる²⁰。

また、地価上昇率の係数が有意にプラスであることから、地価の上昇が、担保価値の向上による資金調達意欲の拡大（資金需要の右方シフト）や、担保価値上昇による信用リスクの低下を通じて貸出供給を拡大させたと考えられる。もっとも、仮に地価が+1%上昇しても貸出の増加は+0.094%程度であり、県内総生産、預金金利や人口ほどは影響力が大きくない点に注意する必要がある。

この間、預金金利の係数については、有意にマイナスとなった。預金金利+1%の上昇が貸出を-0.80%縮小させるとの推計であり、預金金利の上昇が貸出供給を抑制する効果を確認できた²¹。

また、人口増加率の係数も有意にプラスであり、地域の人口が+1%増加したときには、貸出が+1.9%増加する関係を示唆している。上記のモデルでは、人口の増加が地域の期待成長率を高め、信用リスクに伴う損失確率を低めることから、貸出を拡大する方向に作用したと解釈できる。

このほか、株価上昇率の係数も有意にプラスである。上記モデルでは、株価の上昇が担保価値の向上による資金調達意欲の拡大（資金需要の右方シフト）により、貸出を増加させたと考えることができる。もっとも、株価が+1%上昇しても貸出の増加は+0.033%程度であり、他の説明変数よりも小さい点には留意する必要がある。

さらに、貸出の1期ラグの係数が0.55とかなり大きいことから、貸出の増加自体が次の期の貸出を増加させるという慣性効果が強いことも窺える。上記のモデルに即して言えば、新規プロジェクトの企画・立案に伴うタイムラグから、貸出需要曲線に影響しているものと解釈できる。

これに対し、円ドル相場については、有意には効いていない。

4.2 バブル崩壊の前後での係数の有意性の変化

4.2.1 バブル崩壊前（75年度～90年度）

次に、推計期間をバブル崩壊前後の2つの時期に分け、上記の変数間の関係が変化したかどうかについて、チェックしてみた。まず、バブル崩壊前の16年間の推計結果（変動効果モデル²²）は、表4の左側のとおりである。

通期では有意性のなかった円ドル相場を除いて、4.1の通期と同じ符号となっている。また、円ドル相場と定数項を含む全変数のt値が高く、1%有意となっている。ダービン・ワトソン比も2にかなり近くなっている。円ドル相場以外の係数の大小は多少異なるが、通期とほぼ同じ関係を見出すことができる。

ただ、この時期については、変動効果モデルが棄却されなかったため、定数項が推計されたのが一つの特徴である。定数項には有意性があり、当時は他の変数が全て0（前年並み）であったとしても、貸出が年率+2.1%も伸びたことを示している。前掲図1でもみたとおり、当時は、貸出が年率+10%前後で伸びていた時期であるが、この定数項と貸出1期ラグが、貸出の伸びに対して6～7割分寄与していたと考えられる。

このほか、通期では有意性のなかった円ドル相場が1%有意となっているのも大きな特徴である。この時期には、円高になれば貸出が減少するかたちとなっている。輸出産業やその関連企業が円高で打撃を受けて、借入を抑制した可能性が高い。

4.2.2 バブル崩壊後（91年度～99年度）

次に、バブル崩壊後の9年間の推計結果（固定効果モデル²³）は、表4の右側のとおりである。

人口の有意性が低くなり、5%水準で有意となったが、他の変数のt値はいずれも高く、ダービン・ワトソン比も2に近くなっている。

この時期の第一の特徴は、株価の符号が通期あるいはバブル崩壊前と逆転してマイナスとなっていることである。また、第二の特徴として、円ドル相場の符号がバブル崩壊前と逆転してプラスになっていることである。

株価の係数（ ）が他の時期と逆転した理由としては、株価の下落が上場企業の直接金融を困難なものとして銀行借入にシフトさせた可能性や、不良債権処理等に伴う株の益出

しが株価下落と貸出の残高下支えにつながった可能性などが考えられる。

また、為替レートの係数（ ）は、バブル崩壊前とは逆転してプラスとなり、円高になれば貸出が増えることを示唆している。輸入により恩恵を受ける産業が円高の定着に伴って事業拡大のために借入を増やした可能性があるほか、円高で打撃を受けた企業の資金繰りが苦しくなり、借入を活発化させた可能性も考えられる。

これに対し、前掲図3にもあるとおり、地価が下落過程に入ったバブル崩壊後でも、地価が貸出抑制に有意に影響していることが注目される。地価下落に伴う信用リスク相当額の拡大効果や、担保価値低下による資金需要へのマイナス効果が現れているものと考えられる。また、その効き方がバブル崩壊前よりもかなり大きくなっている（ が約2倍）ことも興味深い。地価が上昇していたバブルまでの時期でも地価の変動が信用リスクに与えるプラス効果はいくらか意識されていたが、地価が下がり担保不足や償却が顕現化した現在では、信用リスクに対して銀行がよりセンシティブとなり、地価の下落が貸出の抑制につながった、と解釈することが可能である。

また、県内総生産伸び率の係数がかなり高まっていること（ が5割増）も注目される。バブル崩壊後には、地域経済の活力・成長力が資金需要により直接的に反映されるようになったものと解釈できよう²⁴。

また、預金金利の係数（ ）は他の時期と同様、マイナスである。バブル崩壊後には、預金金利が前傾図4のとおり低下し続けたわけであるが、これには貸出を下支えする効果があったと考えられる。

なお、人口増加率が有意性を低下させた背景には、バブル崩壊後に都道府県間の人口増加率の格差が縮小しているうえ、地方での公共投資の拡大や3大都市圏の雇用吸収力低下等から、地域の将来性の如何に関わらず、地方への人口還流が起こったことが影響している可能性がある。

4.3 最近の地域貸出低迷の背景

これらの推計結果を敷衍すれば、現在の各地域での貸出が低調である背景には、各地域経済の低迷のほか、地価・株価の全国的な下落に伴う担保余力の低下や、不良債権の負担増に伴う金融機関のリスクテイク余力の低下²⁵、人口増加率の低下などが影響していると思われることができる²⁶。

そこで、例えば推計の最終年度である99年度の貸出伸び率が全国ベースで-1.4%となっていることを上記の推計値に基づいて寄与度分解してみる。まず、県内総生産の+0.2%拡大の寄与度が通期の推計では+0.05%ポイント（バブル崩壊後の推計では+0.05%ポイント）、地価の-4.1%下落の寄与度が-0.39%ポイント（同-0.47%ポイント）、預金金利の-0.19%低下の寄与度が+0.15%ポイント（同+0.24%ポイント）、人口の+0.17%の上昇が+0.31%ポイント（同+0.29%ポイント）、株価の+33.8%上昇が+1.12%ポイント（同-1.69%ポイント）、貸出1期ラグ-1.7%の寄与度が-0.94%ポイント（同-0.37%ポイント）となる。これらを見ると、貸出1期ラグと地価の下落が大きく効いている（バブル崩壊後の推計によれば株価上昇も下押し要因）計算になる。逆に、県内総生産、預金金利、

人口（バブル崩壊後の推計によれば+16%の円高化も下支え要因）が貸出減少を僅かに下支えする効果を発揮しているとみられる。

都道府県別の県内総生産データが取れないため推計期間外となっている2000年度（全国の貸出前年比-1.8%）・2001年度（同-3.9%）になると、全国の名目GDPがマイナス（2000年度-0.3%、2001年度-2.5%）、地価もマイナス（同-4.2%、-5.2%）、預金金利・人口ともほぼ0%近辺で、貸出1期ラグも含めて地域貸出が殆んど増える筈のない経済環境となっている。

これらの寄与度分析によれば、地域経済が低調でかつ地価下落の続く今日にあっては、地域貸出の増加を図ることが容易ではない。預金金利を低下させるという意味での金融政策の発動余地が殆んどなく、全国ベースでも人口増加率が遠からずマイナスに転じると予想されている執筆時点では、地域貸出の減少を下支えする要因はますます乏しくなっている。こうした状況下では、地方経済の回復策抜きに性急な金融問題解決を求める議論が危険であることを示唆している。例えば、徒に地価を下落させる施策を取れば、地域貸出が萎縮することになりかねない。また、中小企業などに対する厳しすぎる資産査定も、地域経済の活性化を損なう恐れがある。

地域金融の再生を図るためには、地道かも知れないが、地域経済の活性化に寄与する各種の施策を早急に進めることが必要であると考えられる。こうした施策としては、特区構想を含む各種の大胆な規制緩和策や、環境ビジネス創出・育成のための政策、高齢化社会に適合するための各種の公的施策（介護ビジネス育成のための政策等）、ベンチャービジネスの創出・育成のための施策などが考えられる。

また、地価に影響する施策を検討するにあたっては、バブル期の仮需に強く依存した地価上昇には持続性が乏しいため問題があったことを反省し、社会的ニーズのある土地利用を促進し、実需に基づいて地価が安定的に推移する環境を作っていくことが大切だと考えられる。

もとより、地価下落が続く中、土地担保に過度に依存しない貸出スタイル（企業別信用格付けやキャッシュフロー分析によるもの等）を定着させることも有力な解決策と考えられる。もっとも、個々の企業や産業が抱えるリスクを木目細かくみる体制を短期間に構築することは、地域金融機関の限られた審査スタッフの中ではなかなか難しいと考えられるため、貸倒データが蓄積されて信用格付け等との整合性をチェックできるようになるのを待つ必要があるように思われる。こうした地道なデータ蓄積作業を怠らないことも、地域金融機関の課題だと思われる。

5. 終わりに

本稿では、地域経済と地域金融を考える際の大前提として、計量経済学的手法により、バブル崩壊前後を含む25年間（75～99年度）という比較的長期に成り立つ関係の検出に努めた。地域経済と地域金融が密接に関連しているという見方がある一方で、地域金融面の施策のみを求める意見もあって、議論が混乱していると思われたためである。

まず、実証分析の前提である銀行貸出モデルを構築にあたっては、実務的に意味の分かりやすいものとするように努め、クレジット・ビューを踏まえて地価の貸出への影響を取り込んだほか、利潤最大化を図るにあたって、利鞘と予想貸倒損失額を意識すると考えた。こうしたモデルの基本構造は、実務的にみても、それなりに説得力があるものと考えている。

次に、計量分析では、モデルの符号条件をほぼ満たし、有意性の高い推計結果が得られた。この推計式では、不良債権額に関する同じ定義の長期データが取れないなどデータの制約もあって必ずしも十分な分析を行えた訳ではないが、地域経済が成長し、人口が増加するときに貸出が増加すること、過去の貸出の増加が貸出を増加させるという慣性効果がみられること、地価等の資産価格の上昇も担保価値の上昇等を通じて貸出を拡大させること、等の興味深くかつ説得力のある知見を得ることができた。なお、この推計結果は、主な説明変数の趨勢が大きく変化したバブル崩壊前後でも有意性は変わっておらず、可逆的かつ安定的であることを示している。

こうした知見を敷衍すると、近年のわが国における貸出減少の背景には、地域経済の停滞、地価等資産価格の低下、貸出のマイナスの慣性効果などが強く働いている可能性が高いと考えられる。また、今日の政策論議をみると、地域経済の回復策抜きに不良債権処理などの金融面の対策を性急に求める意見も少なくないが、地域経済の萎縮や地価の下落を通じて、地域金融を一段と悪化させることが強く懸念される。地域金融の再生にあたっては、地域経済の回復が車の両輪とも言うべき関係にあると考えられる。従って、不良債権の処理など地域金融機関の自助努力が強く求められている今日にあつては、地域経済回復のための施策についても真剣に考慮する必要があると考えられる。また、金融機関にあつては、今日の課題を果たすために自己責任原則に基づいて着実かつ効果的な対応を図ることが望まれるほか、長期的な課題として、土地担保に過度に依存しない貸出スタイルの定着が望まれるところである。

今後は、本稿の分析結果を踏まえて、経済史的な観点から研究を加え、地域金融の特性をより深く理解するとともに、地域金融再生に向けての現代史的なインプリケーションを考えていくこととしたい。これまで地域金融の分野では、長期的な計量分析と経済史的分析の融合という観点からの研究が十分なされていないように思われるが、本稿の知見を敷衍することにより、こうした観点からも一石を投じることができれば幸いである。

さらに、本稿で試みたような分析手法が今後発展し、経済理論と金融実務の距離を小さくするとともに、金融実務的にも有効な含意が提示されることを期待したい。

以上

補論 1 . 預金増加 = 貸出増加という仮定の背景

県にある A 銀行が地元の a 企業に貸出を行う場合、通常は A 銀行にある a 企業の当座預金口座に振り込むかたちで行われる。このため、貸出の初期段階では、A 銀行では、貸出と

同額だけ預金が増えることになる。もっとも、借り手である a 企業は、設備資金あるいは運転資金としてこの資金を用いるため、設備の事業者（b 企業、例えば東京にある大手ゼネコンとする）または納品業者 c 企業などに支払いを行うことになる。b 企業や c 企業が A 銀行の当座預金に振り込むことを求める保証は全くないため、A 銀行からみると貸出によって一時的に増えた預金が他の銀行に流出することになる。このため、個別銀行では、(9) 式導出の前提となった「 $D/L = 1$ 」という仮定は全く成立しない。多くの先行研究では、個別銀行の分析を行う場合に、暗黙のうちに $D/L = 0$ という仮定を置き、預金金利ではなくコールレートを用いて計量分析を行っているが、このことにも、分析対象によっては、大きな合理性があると考えられる。

しかしながら、今回の我々の計量分析では、県の銀行全体の預金の集計値（A 銀行のみならず、地域内の銀行全て＜大手銀行の県内の支店も含む＞が集計対象）を扱っている点に留意する必要がある。例えば、a 企業が東京のゼネコン b 企業に設備資金を支払ったとしても、通常は県内の下請け業者（d 企業とする）が工事を行う場合が多いため、a 企業から c 企業に支払われた資金の大部分は、県内の例えば B 銀行内にある d 企業の口座に還流する可能性が高いと考えられる。

このように、県で実行された貸出に伴って派生した預金は、元々の貸し手である A 銀行に還流する保証は全くないが、県の銀行全体でみると、預金が還流する可能性はかなり高いと考えられる。

試みに、75～99 年度の 47 都道府県のデータを用いて、預金増加率（前年比）を非説明変数、貸出増加率（同）を説明変数としてパネル分析したところ、変動効果モデルで以下の（補 1 - 1）式の結果が得られた（カッコ内は t 値）。

$$\begin{aligned} \text{預金増加率} = & 0.794 \times \text{貸出増加率} + 1.710 & (\text{補 1 - 1}) \\ & (44.964) & (10.383) \\ \text{修正 } R^2 = & 0.629 & D.W. = 1.292 \end{aligned}$$

この結果はダービン・ワトソン比が 2 よりもかなり低く、誤差項に系列相関がある可能性が高いが、少なくとも都道府県別にみた預金増加率と貸出増加率がほぼ平行に動いていることを示唆している。

補論 2 . 貸出に慣性効果が現れる仮説例

例えば、t 期における最適な資金需要残高 L^{D*}_t を実現するにはコストがかかり、t 期に調整できる部分（前期末の残高に上乘せできる部分）は、 $L^{D*}_t - L^{D}_{t-1}$ の一部（ $1 > > 0$ ）のみであると仮定しよう。この場合、t 期における資金需要の増加額は、最適な資金需要に向けて当該期に調整できた部分だけとなる。すなわち、(補 2 - 1) 式が成立する。

$$L^D_t - L^D_{t-1} = (L^{D*}_t - L^D_{t-1}) \quad (\text{補 2 - 1})$$

ここで、両辺に L_{t-1} を加えて整理すると (補 2 - 2) 式が得られる。

$$L^D_t = (1 -)L^D_{t-1} + L^{D*}_t \quad (\text{補 2 - 2})$$

この式から分かるように、当期に実現する貸出残高は、一期前の貸出残高と最適な資金需

要残高の加重平均となる。従って貸出は慣性効果を持つこととなる。

また、資金需要が迅速に調整される場合 ($L^D*_t = L^D_t$) でも、貸し手側に一定の審査期間が必要な場合には、 L^D*_t が当期には実現せず、タイムラグを生じることになる。

補論 3 . 貸出金利、預金金利、コールレートの相関度

試みに、75～99年度の47都道府県のデータを用いて、貸出金利（前年差%ポイント）を非説明変数、預金金利（同）を説明変数としてパネル分析したところ、変動効果モデルで以下の（補3-1）式の結果が得られた（カッコ内はt値）。

$$\begin{aligned} \text{貸出金利前年差} &= 1.055 \times \text{預金金利前年差} - 0.077 && (\text{補3-1}) \\ & (97.573) && (9.609) \\ \text{修正 } R^2 &= 0.890 && \text{D.W.} = 1.863 \end{aligned}$$

この推計式からは、貸出金利と預金金利が、ほぼ同じ幅で全国的に動いている様子が窺える。

次に、上記と同じデータを用いて、貸出金利（前年差%ポイント）を非説明変数、コールレート（同）を説明変数としてパネル分析したところ、変動効果モデルで以下の（補3-2）式の結果が得られた（カッコ内はt値）。

$$\begin{aligned} \text{貸出金利前年差} &= 0.340 \times \text{コールレート前年差} - 0.104 && (\text{補3-2}) \\ & (42.476) && (6.941) \\ \text{修正 } R^2 &= 0.605 && \text{D.W.} = 1.325 \end{aligned}$$

この推計式からは、貸出金利はコールレートの1/3くらいの幅で動いていることを示唆している。また、決定係数やダービン・ワトソン比が（補3-1）式に比べて低いのは、バブル崩壊後の低金利政策でコールレートの低下余地が縮小したことが影響しているのかも知れない。

1 本稿は、安孫子/吉岡 [2002] をベースに大幅に加筆・修正したものである。本稿の作成にあたっては、筒井義郎教授（大阪大学大学院経済学研究科）から有益なご教示を頂戴した。また、日本金融学会 2002 年秋季大会で野間敏克助教授（神戸商科大学）から、またMEWのワークショップ参加者の皆様から多数の有益なコメントを頂いた。このことを記して感謝の意を表したい。ただし、ありうべき誤りは全て筆者の責任によるものである。

2 これらのほか、地域経済と地域金融に関する先行研究は多数あるが、堀江 [2001] が多くの先行研究の概要を紹介するとともに、批判的に検討している。

3 土屋監修 [1964] でも、「地方銀行は各地方の産業育成の役割を大きく果たすこととなった」（p3）とか、「歴史のしめすところ、地方銀行の発展は、多かれ少なかれ地方経済、地元産業の盛衰に平行してきた」（p348）と記されている。

4 この定式化は、安全資産としてコールレートと国債を同一視している。これは、国債価格について純粋期待仮説を仮定している、あるいはコール市場のリスクプレミアム（信用リスク）と国債市場のリスクプレミアム（期間のリスク）が等しいと仮定しているものである。

5 土地の担保には7～8割の掛け目を設けるのが一般的で、地価が下がらなければ回収率は高

い筈だが、売り急ぐ場合などには買い叩かれることが多く、一部については回収できない事例も少なくない。このため、土地担保付でもエージェンシー・コストは必要となる。これに対し、地価が上昇している時には、倒産しても回収できる割合が高まるため、エージェンシー・コストを節約できる。地価の上昇率が高いほど大きく節約できるので、貸出額は、地価上昇率の増加関数となると想定される。

6 先行研究では、 D を完全な外生変数とにおいて、 $D_t / L_t = 0$ を暗黙のうちに仮定している事例が多い（筒井 [2002] ほか）。この場合には、(9) 式の預金金利 r_{dt} がコールレート（貸出の機会費用とみることが可能）に置き換わることになる。したがって、(12) 式以下も預金金利ではなくコールレート（長期の時系列がとれる有担オーバーナイトもの）が入ることになる。

7 極端に資金需要がない場合（ $\mu =$ ）などには、(9) 式は満たされず、端点解が発生することになる。

8 1 階の条件によって銀行収益を最大化するためには、2 階の条件を満たさなければならない。収益の 2 回微分は $\frac{\partial^2}{\partial L^2} = - (1/\mu)/L - \frac{\partial^2 EX}{\partial L^2} - \frac{\partial^2 CR}{\partial L^2}$ となるが、右辺第 1 項は $+ (\mu/L)/\mu^2$ と等しい。上記のとおり、 $\mu/L < 0$ と仮定しているため、第 1 項は負となる。第 2 項、第 3 項も、それぞれの 2 回微分に関する仮定から負または 0 となる。以上から、 $\frac{\partial^2}{\partial L^2} < 0$ となり、2 階の条件を満たすことが確認できる。

9 貸出需要関数の変数の選定にあたっては、筒井 [2002] を参考にした。同論文では、貸出需要関数の推定にあたって、鉱工業生産（企業の売上高と経常利潤の変数）、為替レート、株価、貸出金利を説明変数としている。本稿では、鉱工業生産（製造業＜貸出に占めるウェイトはバブル期以降 2 割未満＞が中心）に替えてカバレッジの広い県内総生産を用いたほか、地価を説明変数に入れているのが大きな特徴である。

10 借入を行って商業ビルや賃貸住宅を建設すれば、相続税の算出時に借入額が 100% カウントされる一方、土地の算出割合は低かったため、相続税を大幅に圧縮できたとと言われる。これを利用して、金融機関が土地保有者に資産継承案件としてアパート建設等を持ちかける事例が多かったと言われている。

11 日本経済全体でみて、地価の動向が銀行貸出に影響を与えたことを示した研究としては、清水 [1995]、山崎/竹田 [1997]、小川/北坂 [1998]、Ogawa/Kitasaka [2000] などがある。

12 先行研究では、貸出関数の説明変数として預金を入れているケースもみられる（小川/北坂 [1998] など）が、銀行のバランスシート制約から、預金と貸出はもともとほぼ同方向に動く傾向があること、今回の調査のように長期の関係を見る場合の預貸率の変化は小さいこと、等から多重共線性の疑いがあるため、推計式から外すこととした。

13 全国銀行の計数は、89 年の相互銀行の普銀転換や、一部相互銀行の普通銀行への転換・普通銀行との合併等に伴って、時系列データのジャンプが生じている。データの継続性を確保するために、毎年度末の全国銀行の都道府県別貸出額（資料：日本銀行「経済統計月報」または「金融経済統計月報」）に、相互銀行の都道府県別貸出額（資料：日本銀行「都道府県別経済統計」）を加算した。加算の期間は 56 年度末（資料の始期）～ 88 年度末（相互銀行の普銀転換の前年）とした。

14 貸出にあたっては、商業地を担保にとるケースも多いとみられるが、「地価公示」[国土庁ほか] で商業地のデータが得られるのは 87 年 1 月以降と新しいため、住宅地（75 年 1 月以降のデータを利用可能）を用いた。住宅地と商業地は、今次バブルの上昇時には、東京の商業地から上昇が起こり一時的にラグが生じたものの、概ね同様の動きを示していること（吉岡/山田 [2002]、吉岡 [2002] に詳しい）に加え、中小企業を中心に個人住宅を担保に差し出すことも多いことから無理のないデータ選択と判断した。

なお、都道府県別の地価データとしては、「都道府県地価調査」[国土庁ほか] もあり、76 年 7 月以降の商業地と住宅地の都道府県別データが得られる。しかしながら、調査時点が 7 月のた

め計数の解釈が難しいこと、84年7月分だけ前年比ではなく平均価格で表示されていて、前年比を計算したところ、調査地点の変動もあってイレギュラーな動きとなった都道府県が少なくないこと、から「地価公示」を利用することとした。

15 都道府県内地銀の預金利息を預金期中平均残高（平残が取れない場合は末残）で割って算出した（資料：「企業財務データ」[日本経済新聞社]）。ただし、地銀のない愛知県は東海銀行、都銀のウエイトの高い東京は富士銀行・第一勧業銀行・三菱銀行の合計、同じく大阪は住友銀行・三和銀行・大和銀行の合計、同じく埼玉は埼玉銀行（92年度からあさひ銀行）、同じく兵庫は太陽神戸銀行（91年度から太陽神戸三井銀行 さくら銀行）、北海道は北海道拓殖銀行・北海道銀行の合計、を用いた。平残が取れるようになった年には、末残ベースの金利前年差を用いた。

なお、預金金利は、規制金利の時代には横並びで公定歩合に連動して全国一律に動いていたが、金利の低い流動性預金の比率や定期預金の期間構成が銀行毎に異なるため、実際の調達金利は都道府県毎に異なっている。

16 パネル分析の手法については、Hsiao[1986]、和合・伴[1995]、松浦・マッケンジー[2001]、Baltagi[2001]等を参照した。

17 東京都の貸出全国シェアは、期間中ピークの88年度末には45.9%に達した。大阪府の同シェアも58年度末には18.8%を占めていた。その後両者のシェアは次第に低下しているが、2001年度末でも、東京都が全国の40.5%、大阪府が同11.6%を占めており、3位（神奈川県）以下を大きく引き離している。

18 この結果、預金金利の絶対水準（全国の地方銀行の平均）は、80年度（第二次オイルショック後）の5.34%、90年度（バブルのピーク時）の5.31%と2つのピークを示した後、90年代には低下傾向を辿り、2000年度には0.30%へと約5%ポイント低下している。これに対し、貸出金利については、期間中ピークである74年度の9.18%から2000年度の2.37%まで、累計7%ポイント近く低下している。この間、コールレートは、80年度の10.77%、90年度の7.63%の2つのピークの後、低下傾向を続け、99年度には0.01%に低下している（その後、2000年度には日本銀行のゼロ金利政策解除から一旦0.14%に上昇したが、翌年には0.005%に低下している）。

19 ハウスマン・テストによれば、自由度7の F 統計量が19.68（ p 値0.0063）となり、固定効果モデルの使用を推奨しているため、固定効果モデルのみを記載した。

20 地価と預金金利以外の変数は、沖縄県以外の都道府県では57年度以降の計数を利用できることから、貸出を被説明変数、県内総生産、貸出1期ラグ、人口、株価、為替相場を説明変数とするパネル分析を期間57~99年度で実施した（沖縄県を除く46都道府県のバランスしたパネル・データを使用）。この結果、県内総生産の係数0.297、 t 値15.812を得た（ハウスマン・テストでは変動効果モデルを棄却しなかったため、同モデルの係数を掲載。修正 $R^2=0.696$ 、DW比=2.078）。貸出額と県内総生産の関係は、43年間の超長期でみてもロバストなものと考えられる。

21 脚注6でも記したとおり、先行研究では、預金金利ではなくコールレートを用いることが多い。そこで、念のため、全国のコールレートは一律とみなして、預金金利をコールレートに置き換えたモデルでも推計してみたが、(表3)、(表4)の推計結果はほぼ同じであった。

22 ハウスマン・テストによれば、自由度7の F 統計量が10.654（ p 値0.1544）となり、変動効果モデルを2%有意で棄却しないため、変動効果モデルのみを記載した。固定効果モデルでも、各変数の有意性は変わらない。

23 ハウスマン・テストによれば、自由度5の F 統計量が36.372（ p 値0.0000）となり、固定効果モデルの使用を推奨しているため、固定効果モデルのみを記載した。

24 資金供給面からも、早期是正措置が本格的に導入された（98年4月、ただし国内基準行には1年間弾力運用）こと等から、各金融機関が貸出の自己査定をより厳格に行うようになった（導入のスケジュール等は安孫子[1997]ほか）ことが影響している可能性がある。自己査定に伴って、銀

行が個別貸出案件の売上や収益性の現状や見通しに対してよりセンシティブになり、貸出と県民総生産との連動性を高める経路が考えられるためである（上記のモデルでは N_t として成長率 Y_t が影響した可能性）。

²⁵ 都道府県別の不良債権のパネル・データが得られないため、本稿では、不良債権の拡大が貸出を抑制することについて実証できなかったが、不良債権の拡大に伴って、銀行貸出がリスクに対してよりセンシティブになることが予想される。深尾ほか編[2000]では、全国銀行のクロスセクション・データを用いて、不良債権比率と貸出増加率の間に負の相関があることを示している（p28～29）。金融庁[2002]によれば、2002年3月末の全国銀行のリスク管理債権は42兆円（うち地方銀行は10.4兆円）に達しており、貸出の抑制要因になっていると考えられる。

²⁶ 堀江[2002]は、東京地区における中小企業に対する調査会社の格付けデータを用いて、不良債権額を推計しようとしている。この論文で示された中小企業の実質的な低格付けも、CR関数（信用リスク相当額）の増大を通じて、金融機関の貸出抑制につながっている可能性がある。

(参考統計)

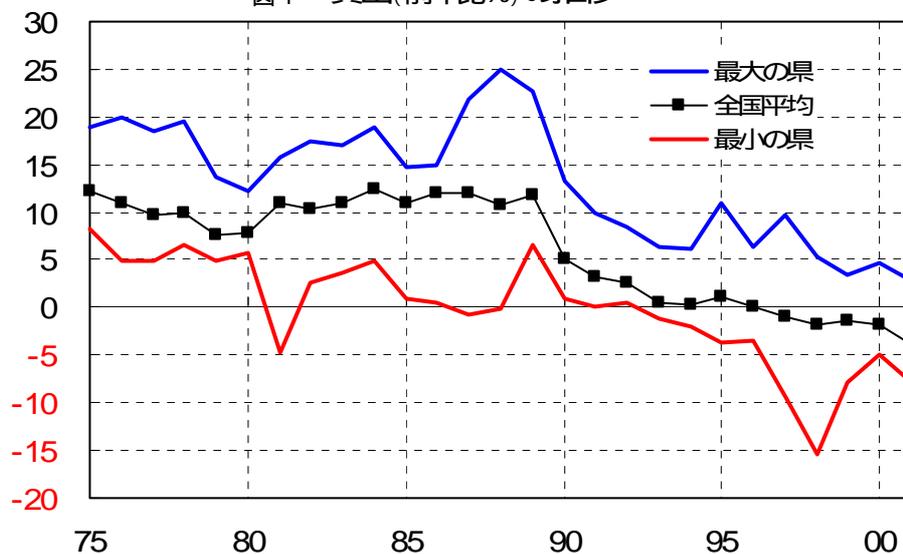
金融庁 [2002], 「 1 4 年 3 月期における不良債権の状況等 », 金融庁のホームページ資料 .
建設省土地鑑定委員会 [1970 ~ 74], 『地価公示』, 建設省 .
国土交通省土地鑑定委員会 [2001 ~ 02], 『地価公示』, 国土交通省 .
国土庁 [1976 ~ 88], 『国土利用白書』, 国土庁 .
国土庁 [1988 ~ 2000], 『都道府県地価調査の実施状況及び地価の状況』, 国土庁 .
国土庁土地鑑定委員会 [1975 ~ 2000], 『地価公示』, 国土庁 .
市町村自治研究会 [2001], 『住民基本台帳基本人口要覧』, 国土地理協会 .
全国銀行協会連合調査部 [1945 ~ 2002], 『全国銀行財務諸表分析』, 全国銀行協会連合(1948
年分は東京銀行協会調査部が作成).
内閣府経済社会研究所編 [2002], 『県民経済計算年報』(平成 14 年版), 内閣府 .
日本銀行 [2002], 「金融経済統計」, 日本銀行のホームページ資料 .
日本銀行調査統計局 [1999 ~ 2002], 『金融経済統計月報』, 日本銀行 .
日本銀行調査統計局 [1981 ~ 98], 『経済統計月報』, 日本銀行 .
日本銀行調査統計局 [1981 ~ 89], 『都道府県別経済統計』, 日本銀行 .
日本銀行統計局 [1953 ~ 80], 『経済統計月報』, 日本銀行 .
日本銀行統計局 [1958 ~ 80], 『都道府県別経済統計』, 日本銀行 .
日本経済新聞社 [2001], 「企業財務データ」, 日本経済新聞社のデータベース .
日本不動産研究所 [2002a], 「市街地価格指数」, ホームページ資料 .
日本不動産研究所 [2002b], 『市街地価格指数 全国木造建築費指数 平成 14 年 3 月末現
在』, 日本不動産研究所 .

(参考文献)

安孫子勇一 [1997], 「金融機関の不良債権問題に関する一考察 現在の開示状況と『早期
是正措置』導入の意義」, 『郵政研究所月報』, No.109, 郵政省郵政研究所 .
安孫子勇一・吉岡孝昭 [2002], 「地域経済と地域金融」, mimeo (日本金融学会 2002 年度
秋季大会報告論文).
小川一夫・北坂真一 [1998], 『資産市場と景気変動 現代日本経済の実証分析』, 日本経
済新聞社 .
北坂真一 [2001], 『現代日本経済入門 「バランスシート不況」の正しい見方・考え方』,
東洋経済新報社 .
清水啓典 [1995], 「銀行の情報生産と土地担保付き貸出」, 『ビジネスレビュー』, Vol.43 ,
No.3 .
土屋喬雄 編 [1961], 『地方銀行小史』, 全国地方銀行協会 (非売品).
筒井義郎 [2002], 「貸渋りは発生したか」, mimeo , ホームページ資料 .
深尾光洋・日本経済研究センター編 [2000], 『金融不況の実証分析 金融市場情報によ

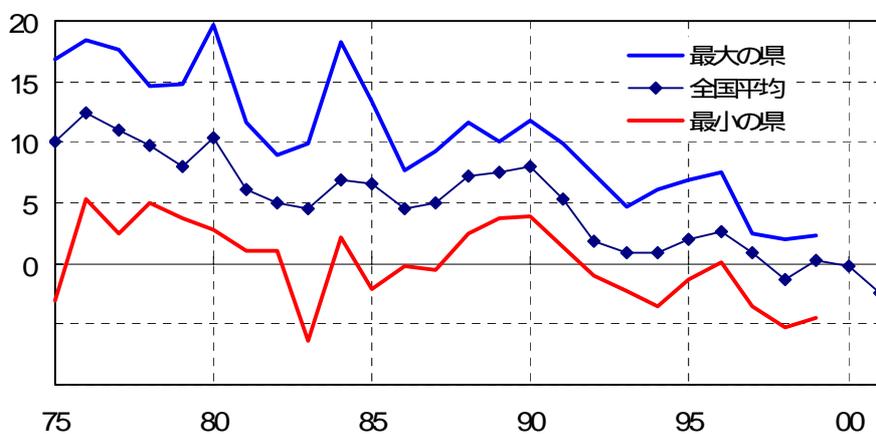
- る政策評価』, 日本経済新聞社 .
- 堀江康熙 [2001], 『銀行貸出の経済分析』, 東京大学出版会 .
- 堀江康熙 [2002], 「信用格付を用いた不良債権規模の推計」, Discussion Paper Series No.2002-4 九州大学 .
- 松浦克己 コリン・マッケンジー [2001], 『E V i e w s による計量経済分析 実践的活用法と日本経済の実証分析』, 東洋経済新報 .
- 山崎福寿・竹田陽介 [1997], 「土地担保の価値と銀行の貸出行動」, 浅子和美・大瀧雅之編 『現代マクロ経済動学』, 第 10 章, 東京大学出版会 .
- 吉岡孝昭 [2002], 「地価とマーケット・ファンダメンタルズ」, 『季刊住宅土地経済』夏季号, 日本住宅総合センター .
- 吉岡孝昭・山田浩之 [2002], 「戦後日本の地価変動の時系列分析」, 『日本不動産学会誌』, 第 16 巻第 2 号 .
- 和合肇・伴金美 [1995], 『T S P による経済データの分析』(第二版), 東京大学出版会 .
- Alley, A. Wilson [1993], “Collusion versus Efficiency in the Japanese Regional Banking Industry,” *The Economic Studies Quarterly*, Vol. 44, No.3 .
- Baltagi, Badi H.[2001], *Economic Analysis of Panel Data*, Second Edition, John Wiley & Sons .
- Cheng Hsiao [1986], *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press .
- Mori, N. and Tsutsui, Y. [1989], “Bank Market Structure and Performance: Evidenced from Japan,” *The Economic Studies Quarterly*, Vol. 40, No.4 .
- Ogawa, K. and Kitasaka, K. [2000], “Bank Lending in Japan,” in T. Hoshi and H. Patrick eds., *Crisis and Change in the Japanese Financial System*, Kluwert Academic Publishers . (邦訳は, 小川一夫・北坂真一 [2001], 「わが国の銀行貸出行動: その決定要因とマクロ経済への含意」, 筒井義郎監訳, 星岳雄, ヒュー・パトリック編 『日本金融システムの危機と変貌』第 7 章, 日本経済新聞社 .)
- Uchida, H. and Tsutsui, Y. [2002], “Has the Competition in the Japanese Banking Sector Improved ?” Discussion Paper 02-09 (Osaka University) .

図1 貸出(前年比%)の推移



資料：「経済統計月報」(日本銀行),「金融経済統計月報」(同)

図2 県内総生産(前年比%)の推移



資料：「県民経済計算年報」(内閣府)ほか

図3 地価(住宅地 前年比%)の推移

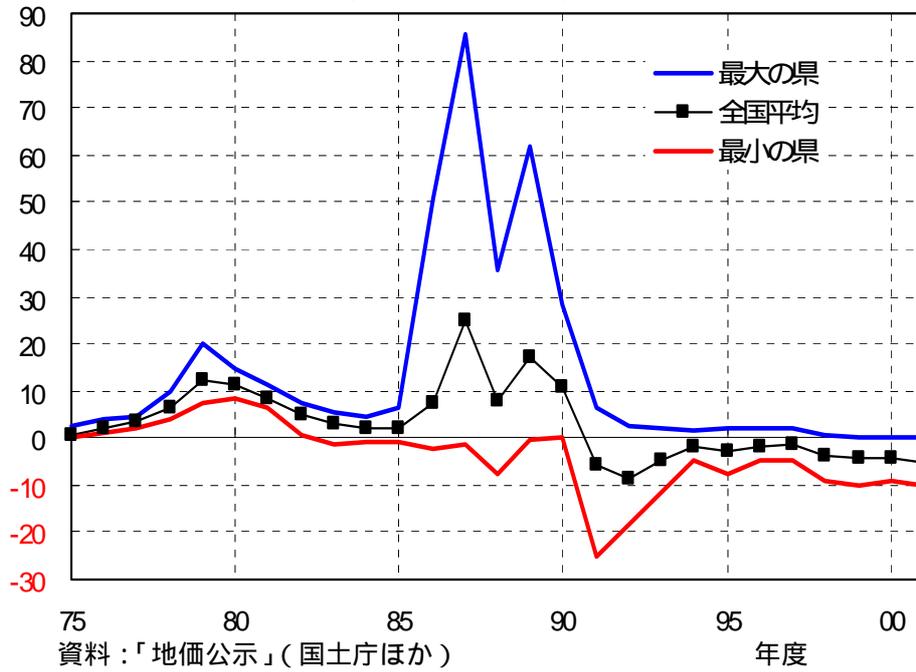


図4 預金金利(前年差%)の推移

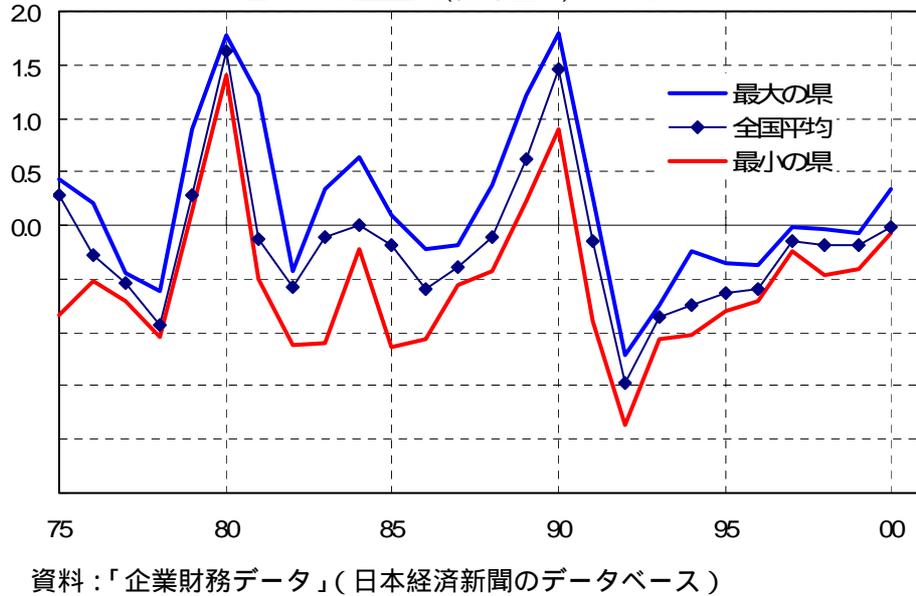
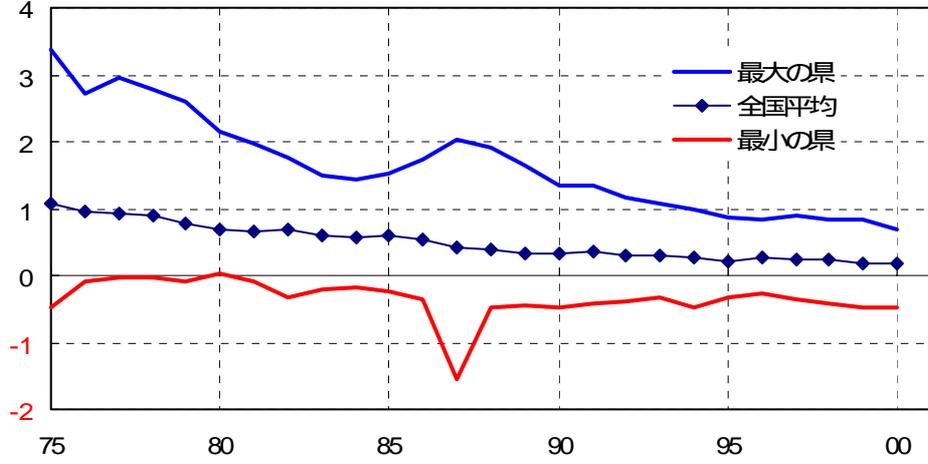
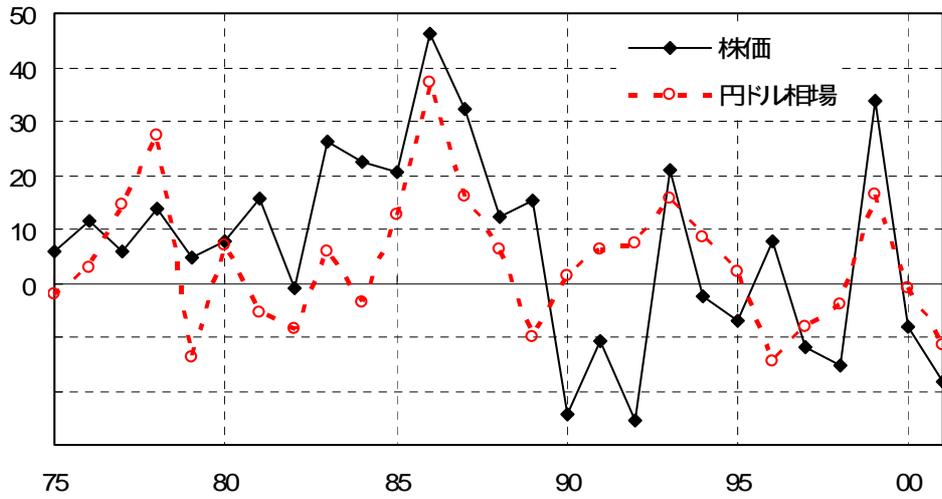


図5 人口(前年比%)の推移



資料：「住民基本台帳基本人口要覧」(市町村自治研究会)ほか

図6 株面・円ドル相場(前年比%)の推移



資料：日本銀行ホームページほか

表1 各指標の都道府県別の格差

指標名	最大の年	最小の年	期 中 平 均 (75 ~ 99 年 度)		
				バブル崩壊前(バブル期)	崩壊後
貸出 (前年比%)	25.1 (88年)	6.6 (80年)	13.8	14.7 (18.1)	12.1
県内総生産 (前年比%)	16.9 (80年)	6.1 (97年)	10.1	11.5 (8.2)	7.7
地価 (前年比%)	86.8 (87年)	2.2 (75年)	18.1	21.0 (54.5)	12.9
預金金利 (前年差%ポイント)	1.70 (81年)	0.21(97年)	0.73	0.85 (0.78)	0.52
人口 (前年比%)	3.86 (75年)	1.10(96年)	2.03	2.40 (2.40)	1.37

注1) 格差は「最高の県の% - 最低の県の%」で計測。

注2) バブル崩壊前は75~90年度、バブル期は86~90年度、崩壊後は91~99年度を指す。

注3) 年毎の格差より算出。

注4) 為替レートと株価は全国一律との扱い。

表2 各指標の都道府県別の標準偏差

指標名	最大の年	最小の年	期 中 平 均 (75 ~ 99 年 度)		
				バブル崩壊前(バブル期)	崩壊後
貸出 (前年比%)	4.4 (87年)	1.3 (80年)	2.7	2.9 (3.7)	2.3
県内総生産 (前年比%)	4.2 (75年)	1.2 (99年)	2.1	2.5 (1.9)	1.5
地価 (前年比%)	19.1 (87年)	0.5 (77年)	4.0	4.4 (11.6)	3.1
預金金利 (前年差%ポイント)	0.34 (81年)	0.04(77年)	0.15	0.18 (0.18)	0.12
人口 (前年比%)	0.73 (75年)	0.26(96年)	0.45	0.53 (0.53)	0.31

注1) バブル崩壊前は75~90年度、バブル期は86~90年度、崩壊後は91~99年度を指す。

注2) 年毎の標準偏差より算出。

注3) 為替レートと株価は全国一律との扱い。

表3 パネル分析による貸出前年比の推計結果（固定効果モデル）

説明変数	係数	(t 値)	[p 値]
県内総生産 (前年比%)	0.229	(7.791)	[0.000]
地価 (前年比%)	0.094	(7.271)	[0.000]
預金金利 (前年差%ポイント)	0.801	(5.632)	[0.000]
人口 (前年比%)	1.868	(6.019)	[0.000]
株価 (前年比%)	0.033	(6.123)	[0.000]
円ドル相場 (前年比%)	0.002	(0.247)	[0.805]
貸出1期ラグ (前年比%)	0.549	(20.805)	[0.000]

修正 R² = 0.684 D.W. = 2.172

表4 パネル分析による貸出前年比の推計結果（バブル崩壊の前後）

説明変数	バブル崩壊前 (75~90年度)			バブル崩壊後 (91~99年度)		
	変動効果モデル			固定効果モデル		
	係数	(t 値)	[p 値]	係数	(t 値)	[p 値]
県内総生産	0.164	(5.022)	[0.000]	0.236	(4.443)	[0.000]
地価	0.055	(4.109)	[0.000]	0.115	(2.684)	[0.008]
預金金利	0.800	(4.696)	[0.000]	1.315	(4.440)	[0.000]
人口	1.015	(4.685)	[0.000]	1.728	(2.040)	[0.042]
株価	0.058	(6.520)	[0.000]	0.050	(6.861)	[0.000]
円ドル相場	0.023	(2.622)	[0.009]	0.031	(2.342)	[0.020]
貸出1期ラグ	0.488	(14.926)	[0.000]	0.219	(4.330)	[0.000]
定数項	2.122	(5.143)	[0.000]			
	修正 R ² = 0.433 D.W. = 1.969			修正 R ² = 0.484 D.W. = 2.100		