

ディスカッションペーパー・シリーズ 2001-01

銀行の中小企業向け貸出供給と担保、信用保証、不良債権

松浦 克己^{*}
竹澤 康子^{**}

2001.1

^{*} 郵政研究所特別研究官（横浜市立大学商学部教授）

^{**} 郵政研究所客員研究官（東洋大学経済学部助教授）

銀行の中小企業向け貸出供給と担保、保証、不良債権

横浜市立大学商学部 松浦 克己

東洋大学経済学部 竹澤 康子

(要旨)

未曾有の金融危機の中で金融機関は安全資産への移行や不良債権の償却で自行の経営健全化を図り、ひいては金融システム全体を安定化させることが求められている。他方で政府はいわゆる「貸し渋り」対策として事故率 10%を想定した特別信用保証制度を創設し、中小企業向け貸出の促進を図っている。しかしながら中小企業では「過剰債務」は依然として深刻であり、担保となる土地価格の下落は続いている。銀行は担保や不良債権など信用リスクを考慮して中小企業向け貸出供給を行ったのであろうか。政府の中小企業向け貸出促進策は効果を上げたのであろうか。98,99年度の都道府県別データを用い、貸出金利、地価、信用保証協会の債務保証、不良債権(信用保証協会の代位弁済比率)を考慮して銀行の貸出供給曲線をパネルで推計することにより、この問題の解明に努める。結果によれば貸出金利と地価は有意に正、不良債権比率は有意に負であるが、信用協会の債務保証は統計的に有意な影響は与えていない。このことは銀行が合理的な貸出行動を行っていることを示すものである。他方で特別保証などで代位弁済比率が 1%ポイント増加すれば、中小企業向け貸出は約 11 兆円減少する。これは経済合理性を欠く特別信用保証などでは、政策目的を達成できないことを示すものである。

The Supply of Small Business Bank Loans, Collateral, Guarantees and Non-Performing Assets

Katsumi Matsuura

Yasuko Takezawa

At times of severe banking system crisis, financial institutions should move to safer portfolios and depreciate non-performing assets for reconstruction and stabilization of the banking system. While the government has instituted a special loan guarantee system, positing a 10% insurance loss to cope with the credit crunch, the debt-overhang problem is much more serious for small businesses, and land prices are still falling.

Do banks supply loans taking into account collateral, bad loans and credit risk? Has government policy to encourage lending to small businesses been effective? We analyzed these issues using panel data consisting of data on 47 prefectures for the 1998/99 fiscal years. Included were data on loan rates, land prices, the outstanding guarantee obligations of credit guarantee corporations, and the ratio of payment.

Our results show that loan rate and land prices have a significant positive effect, and the ratio of payment under guarantee have a significant negative effect. Raising the ratio of payment under guarantee by one percentage point reduces small business loans by ¥11,000 billion. These results show that economically irrational institutions, such as the special loan guarantee system, as incapable of achieving policy objectives.

2001・1

横浜市立大学商学部 松浦 克己

東洋大学経済学部 竹澤 康子

1 はじめに

1) 中小企業金融の推移

90年代におけるわが国の金融システム危機は、企業金融にも様々な影響を与えた。取り分け中小企業金融については93年頃から「貸し渋り」の有無が問題とされた(吉川他[1994]参照)。しかし中小企業向け貸出残高の推移をみると90年代半ばまで増加を続け、97年3月末の348兆円をピークに低下し、2000年3月末には315兆円となったものである(図1参照)¹⁾。

==== 図1 中小企業向け貸出残高の推移 =====

日銀短観による資金繰り判断でも、バブル崩壊直後の90-92年は中小企業の方が大企業よりも緩やかであった。金融危機が進行し北拓等の破綻が相次いだ97年以降に貸出態度が厳しくなったことがうかがわれる(図2参照)。ただし厳しさの程度は第二次オイルショック後の景気後退期と同様であり、過去に比べて90年代末が特に貸出態度が厳しくなったというわけではない。

==== 図2 貸出態度判断 D.I =====

1) 国内銀行、信金・信組、政府関係金融機関の合計である。なお99年3月末に若干の概念変更(海外円借款、国内店名義現地貸を除く)が行われた。ただし大きな変化はみられない(旧定義333兆5千億円、新定義329兆9千億円)。

他方で「過剰債務」といわれるように、経営的にみた場合負債比率は相当高いものがある。有利子債務/キャッシュフローでみた要返済期間は、80年初は大企業、中堅企業、中小企業の間で大差はなかった。しかし80年代以降は大企業が横這い傾向で7年前後であるのに対し、中小企業はバブル崩壊後において急増し90年代後半は15年前後まで高まっている(図3参照)。総資産に占める金融機関借入比率は大企業が趨勢として低下し99年度は25%であるのに対し、中小企業は約42%前後となっている(図4参照)。結果として自己資本比率も中小企業では15%前後で推移している(図5参照)。その上有力な担保となる土地の価格は91年以降下落が続いている(図6)。このような財務状況は営業利益で負債を返済しうるのか、あるいは担保の処分金融機関が債権を回収できるのか危惧を抱かせるものである。史上最低の低金利が借入を支えているように見える。

＝＝＝＝＝ 図3 返済期間 ＝＝＝＝＝

＝＝＝＝＝ 図4 金融機関借入比率 ＝＝

＝＝＝＝＝ 図5 自己資本比率 ＝＝＝＝＝

＝＝＝＝＝ 図6 地価の推移 ＝＝＝＝＝

以上みてきたように90年代の趨勢としては中小企業向け貸出は増加していた。97年の北拓の破綻以降も日長銀、日債銀の行き詰まりが表面化して金融危機が更に深化し、銀行にとり不良債権の処理が喫緊の課題として認識されて以降はじめて中小企業向け貸出は減少したのである²⁾。

2) 政策的対応

そのような中で政府は98年8月「中小企業等貸し渋り政策大綱」を決定し、

2) 最近の中小企業金融に関する実務的な観点からの問題については足立・大澤[2000]参照。

中小企業金融安定化保証制度(いわゆる「特別信用保証制度」)を創設し 20 兆円の保証枠を設ける(99 年 10 月に 10 兆円追加)と共に政府系金融機関の融資制度を拡充した。この特別信用保証制度は破産等の法的整理手続中で事業継続の見通しが立たない場合や税金を滞納し完納の見通しが無い場合などのネガティブリストに該当しなければ、原則として信用保証協会が債務保証を承諾するというものである³⁾。通常の信用保証制度が貸倒事故による代位弁済率を 2%程度に設定しているのに対し、特別信用保証制度では 10%の事故率を許容しており、極めて緩やかな保証制度となっている⁴⁾。この特別信用保証制度の導入によって、政府は中小企業向け貸出供給の促進を図った。

さらに 98 年 11 月には「緊急経済対策」で大手金融機関を中心に公的資金を投入した。公的資金を受けた銀行については貸出額の増加、取り分け中小企業に対する貸出増加を求めた。

特別保証制度の実施を受けて信用保証の利用と保証割合は、97 年度の保証承諾件数残高 392 万 8 千件、保証債務残高 29 兆 5,589 億円、代位弁済 4,987 億円から 98 年度には保証承諾件数残高 445 万 9 千件、保証債務残高 41 兆 9,917 億円、代位弁済 6,984 億円、さらに 99 年度には保証承諾件数残高 470 万 1 千件、保証債務残高 43 兆 191 億円、代位弁済 8,010 億円と急増した(図 7 参照)。

＝＝＝＝＝ 図 7 信用保証利用状況 ＝＝＝＝＝

3) 本稿の目的

金融システム危機の中で銀行は不良債権の償却が迫られ、審査体制の整備充

3)99 年 10 月の保証枠追加に当たり、事業規模の拡大、雇用の維持増加などの「建設的努力」の計画を有することが条件に追加された。

4)Demirgüç-Kunt and Detragiache [1998] は金融システム危機のメルクマークの一つとして、金融セクターの不良債権比率が 10%以上であることを上げている。特別信用保証制度は見方を変えれば、金融システム危機を継続させるものであるとも言える。

実が求められた。銀行経営の健全化と金融システムの再生には危険資産から安全資産へのシフトが不可欠である。他方で政府は「パニック的な信用収縮を抜け出す緊急避難的な措置」として特別信用保証制度を設け、「その意義は大きかった」(平成12年版中小企業白書)と積極的な評価をしている。

銀行経営健全化の観点からすれば、厳格な審査による信用リスクの評価が何にもまして求められる。戸井・松浦[2000]は95-97年度の全国銀行(除く信託)の実証分析で、この時期における中小企業貸出比率の上昇は銀行経営効率を低下させることを実証している。信用保証の増加という政策的な対応は、金融機関の破綻が相次ぐ中で中小企業向け貸出の増加に寄与したのであろうか。それとも金融機関は不良債権や担保の状況に応じて貸出を行ったのであろうか。信用保証協会の貸倒による代位弁済率で代理させた不良債権の状況及び地価で代理させた担保価値を考慮して、98-99年度に関して都道府県別に中小企業向け貸出供給がどのような要因で左右されたのかを検証する。未曾有の金融危機の中で「臨時異例の措置」(平成12年版中小企業白書)がとられただけに、金融機関が経営健全化への道をとったのか、あるいは政策的対応が中小企業向け貸出増加という効果を上げ得たのかを分析する。すなわち経済主体が合理性を追求することで個別銀行経営を健全化し更に金融システムの再生を図るという政策と、中小企業貸出増加のための政策的措置がいかなる関係にあったのかを、銀行の貸出供給関数を実証することにより検証する。これが本稿の目的である。

方法論的には信用保証を考慮した中小企業向け貸出のパネル分析は本稿が初めての試みであり、これが本稿の特色である⁵⁾。

以下本稿の構成を述べる。次節で中小企業向け貸出に関する先行研究を紹介する。第3節で本稿で用いるデータと計量方法について紹介する。第4節で推計結果の解説を行う。最後に本稿の簡単なまとめが行われる。

5) 松浦[1995]は中小企業金融における公的金融の貸出シェアに与える信用保証協会の債務保証比率の影響を取り上げているが、それは時系列分析である。Hancock and Wilcox[1998]は米国のSmall Business Administration(SBA)の債務保証を取り上げているが、そこでは債務保証額の決定要因を取り上げており、債務保証が貸出供給に与える効果のみをみているわけではない。

2 中小企業向け貸出に関する先行研究とモデルの定式化

1) 先行研究

Berger and Udell[1998]は中小企業金融(small business finance)の最大の特徴は、企業情報がほとんど公開されていないこと、信頼に足る外部監査がなされていないこと、あるいは公募債が発行されていないので市場での評価がなされていないことからくる情報の不透明性、貸し手と借り手との間の情報の非対称性にあるとしている⁶⁾。情報の不透明性から生じる逆選択やモラルハザードを防ぐために企業資産の提供による担保(inside collateral)の重要性を指摘している⁷⁾。また第三者の保証や経営者の私財の担保提供(outside collateral)、特に前者は償還財源を特定しないので貸し手にとり有益であるとしている(米国の例について Avey et al[1998]参照)。

塩澤[2000]は金融機関のビジネスの可能性という観点から新興・中小企業金融について理論的に分析している。そこでは個別企業の質的な差異が極めて大きいこと、収益の分散が大きく担保物件が期待できない企業が多いこと等から中小企業金融は構造的にハイリスクであるとしている。その上で財務データの不備や信憑性に欠けることから情報収集が困難でありかつ貸出規模が小さいために、審査費用が高いことを指摘している。金融機関にとり中小企業向け貸出

6) 情報の非対称性の問題が不況期により深刻となることについて Bernanke [1983]参照。

7) Bester[1985]は担保と利子率を適当に組み合わせることで危険な借り手と安全な借り手を識別することができる分離均衡が成立することを示した先駆的な研究である。なお我が国については清水[1997]参照。そこでは代表的な担保である土地の地価の上昇(下落)は担保価値の上昇(減少)により、エージェンシーコストを削減(増加)するので、情報の非対称性が大きい中小企業金融において、土地担保(地価)の効果は大きいとしている。

ビジネスが成立するか否かは、融資の成功確率の費用構造に決定的に依存するとしている⁸⁾。

中小企業金融貸出市場に関する実証分析では、松浦他[1991]は公的金融の存在を考慮した不均衡分析を行っている(期間は1976年度第2四半期から1987年度第2四半期)。松浦[1995]は1983年第1四半期より92年第1四半期までの時系列データを用いECモデルにより公的金融のシェアを取り上げている。ここでは信用保証協会の保証比率が、企業の信用を高めることで民間借り入れを促進し公的金融のシェアを低下させる可能性を示唆している。前田[1996]は1991-1993年度における都銀・長信銀の中小企業向け貸出を取り上げ、それは不良債権比率が上昇すると減少し、債権償却特別勘定残高比率が上昇すると増加すると報告している。宮川・石原[1997]は企業規模別に資金市場が分断されているとの想定で、1977年3月から1995年11月の時系列データにより、中小企業に関してはハイパワード・マネーの増加が貸出を増加させること、銀行の自己資本が中小企業の生産に影響することを示している。小川・北坂[1998]は銀行の土地担保融資と中小企業貸出比率の関係についてGMMで分析し(期間は1978年から1995年)、地価の上昇が中小企業向け貸出増加につながったこと、地価の下落が借入以外の代替的資金調達手段に乏しい中小企業に強く影響したことを示唆している⁹⁾。Motonishi and Yoshikawa[1999]は1983年第2四半期から1998年第2四半期のデータを用い、大企業は財務的な制約(financing constraints)に直面してい

8) 塩澤[2000]は以下のように定式化している。

融資からの純期待利得 $=E[U(er)] - f(a)$

一階の条件は $e = f/(1+r)$

$$a = 1/(1+r)$$

e は融資額、 a はプロジェクトの成功確率 ($0 < a < 1$)、 $f(a)$ は成功確率 a を持つ企業を探す費用で審査費用にあたる、 r は利子率、 U は利得関数、 $f = U'(er) - U(-e)$ $U(-e)$ はプロジェクトが失敗した場合の期待損失

従って期待利得は約定金利の関数となり、審査費用 $f(a)$ が十分大きければビジネスは成立しないことになる。

9) 三井・河内[1995]も中小企業が資金制約に直面していることを示している。

ないが中小企業はかなりの制約を受け、97年以降 credit crunch が起きていることを示唆している。

山崎・竹田[1997]は、中小企業向け貸出に限定せず銀行貸出全体を取り上げたものであるが、地域毎に市場が分断されていることと信用割り当てがあることを仮定して全国を9ブロックに分けたパネル分析を行い、貸出金利が有意に正であること、また地価が有意に正であるとして土地担保がエージェンシーコストを削減することを検証している。

2) 定式化

本稿では Berger and Udell[1998]や塩澤[2000]等の先行研究を踏まえて定式化を試みる。銀行の貸出供給には貸出金利の他に、逆選択やモラルハザードを抑止しエージェンシーコストを削減する担保価値(inside collateral)と信用保証(outside collateral)、及び銀行経営の健全化に関わる不良債権が影響するものとして、以下のようにとらえる。

$L=F$ (金利、担保価値、保証、不良債権)

担保価値としては各都道府県の商業地の平均地価と、地価が全国的にみてピークであった91年との比較の双方を取り上げる。いわば地価で企業資産の提供を代理させるものである。地価が高ければ担保価値が上昇しエージェンシーコストが削減されるので、その符号は正が期待される。地価の変化率も同様に正の符号が期待される。

保証としては信用保証協会の債務保証(一般信用保証と特別信用保証を含む)を取り上げる。信用保証の増加は、プロジェクトが失敗した場合でも保証の範囲で債権が回収されること、また信用保証協会が適切な審査を行っていれば企業に対し銀行と信用保証協会によるクロスモニタリング(Booth[1992]参照)で倒産確率を低下させるので¹⁰⁾、本来であればその増加は銀行の中小企業向け貸出供給に正の効果を与えることが期待される。しかし10%の想定事故率(貸倒率)

10) 信用保証協会によるクロスモニタリングは塩澤[2000]のいう $f(a)$ を低下させることが、本来は期待される。

にみられるように、98-99年度の信用保証利用が通常であれば信用保証を受けられないような企業の高いリスクを反映し、かつしばしば指摘されるようにこの時期の保証協会の審査が無審査に近いものであればその効果はないであろう。従ってその場合は、信用保証に係る係数は零となる。

不良債権の深刻化は貸出リスクの上昇による銀行の期待利益の減少をもたらすので、負の効果が期待される。不良債権の状況については信用保証協会の代位弁済比率で代理させる¹¹⁾。

2年間の都道府県別データを用い、以下のパネル推計を行う。

(ケース1)

$$SMALL_{it} = a_0 + a_1 LOANRATE + a_2 LAGCOM + a_3 LOGINS + a_4 WRONG + e \quad 1)$$

(ケース2)

$$SMALL_{it} = a_0 + a_1 LOANRATE + a_2 DEL91 + a_3 LOGINS + a_4 WRONG + e \quad 2)$$

SMALL---各都道府県別中小企業向け貸出残高(対数値)、LOANRATE---各都道府県別中小企業向け貸出金利(%)、LAGCOM---各都道府県別商業地地価単純平均(対数値)、DEL91---各都道府県別商業地地価単純平均/91年各都道府県別商業地地価単純平均の対数値、LOGINS---各都道府県別信用保証協会保証債務残高(対数値)、WRONG---不良債権比率(代位弁済金額/保証債務残高の%)、 e_t ---誤差項

地価(地価変化率)に関しては貸出から地価への影響を考え、1期ラグをとった。符号条件としては、 $a_1 > 0$, $a_2 > 0$, $a_3 < 0$ が期待される。信用保証が債権回収の可能性の増加とクロスモニタリングの効果を反映していれば $a_3 > 0$ となるであろう。逆にリスクの増加と信用保証協会です十分な審査が行われていないことを反映していれば $a_3 = 0$ となるであろう¹²⁾。特別信用保証制度がいずれの効果を持つ

11) 不良債権の状況は倒産金額/貸出残高で捉えることも考えられる。ただこの場合は、大企業の大型倒産の影響が強くなるので、中小企業の状況を必ずしも反映していない問題がある。

12) 不良債権比率をコントロールしているので、信用保証制度に問題があればそのマイナスの効果は a_4 に現れるであろう。信用保証が銀行の貸出供給に積極的な効果を持たなければ $a_4 = 0$ である。

たのかはこの検定で行うことができる。

なお本稿では山崎・竹田[1997]と同じく都道府県毎に貸出市場は分断されていると考える。中小企業に関しては情報の非対称性が大きいことや融資規模が小さいことを考えれば、この仮定は自然である。また市場は不均衡(超過需要)であり、実現された貸出額は供給曲線上にあることも仮定する。98-99年度の「貸し渋り」といわれた状態、あるいは「臨時異例の措置」がとられたことから、この想定は自然である。さもなければ市場は均衡していたか超過供給にあったということになるからである。

3 データと計量方法について

(1) データについて

被説明変数となる都道府県別中小企業向け貸出残高は、1999年3月末と2000年3月末について日銀統計月報で公表されている国内銀行銀行勘定(整理回収機構、紀伊預金管理銀行を除く)で「金融を含む法人企業向け」の数値によった。98年以前の都道府県別中小企業向け貸出の数値は、設備資金のみについて公表されており、運転資金を含む中小企業向け貸出残高そのものは知ることができない¹³⁾。また公表対象は銀行に限定されているので、信金・信組や政府系金融機関等の貸出は含まれていない。本来中小企業金融を把握する上では、信金・信組などの貸出も含めて分析することが望ましいが、データの制約から国内銀行銀行勘定での数値によることにした。

各銀行あるいは都道府県別の中小企業向け貸出金利を直接知ることはできない。そこで都道府県別中小企業向け貸出金利の代理変数として、当該都道府県に本店が所在する地銀・第二地銀の貸出金利を各々の貸出残高で加重平均し算

13) この点でも分析を2期間に限定せざるを得なかった。設備資金に限定して対象期間を広げることも考えられるが、今後の課題としたい。

出した値を利用することにした¹⁴⁾。

担保価値の代理変数としての地価については、各都道府県の商業地公示価格(国土庁)の単純平均によった(土地価格研究会「最新データによる土地価格の推移と分析」ダイヤモンド社、各年版)。調査地点が毎年一部入れ替わるので厳密な連続性には欠けるが、全体の平均は当年(前年)の動向をより強く反映すると考えられるので、それを本稿では採ることにした。

また各信用保証協会の保証債務残高と代位弁済金額は全国信用保証協会連合会の資料によった。

これらの記述統計は表1に掲げるとおりである。

====表1 記述統計=====

(2) 計量方法

本稿では47都道府県の2時点間のパネルデータを用いて実証を行う。以下パネルの計量法について解説する(Hsiao[1986], Baltagi[1996]松浦・マッケンジー[2000]参照)。

(固定効果モデル)

パネル分析では、経済主体(各地域)特有の効果、あるいは各時点特有の効果(ただし各経済主体や地域には共通)を考える固定効果モデル(fixed effect model)がまず考えられる。これら特有の効果はダミー変数でとらえることができる。たとえば各地域のダミー変数(DummyN)を取り上げ、

$$y_{it} = \beta_1 \text{Dummy}1 + \beta_2 \text{Dummy}2 + \dots + \beta_N \text{Dummy}N + \beta x + v \quad (3)$$

x_{it} は説明変数、 β は推定すべき係数、 v_{it} は誤差項。

とすることが考えられる。 Dummy_j は $i=j$ の場合1とし、その他の場合0とする0-1ダミー変数である。3)式はいわゆるダミー変数最小自乗法(least squares dummy

14) 広域で営業する大手地銀は、スピルオーバーも考えられるが、一種の裁定が働いているとみられることやデータの制約から本文に述べた扱いを行った。

variables model, LSDV) である (地域ダミーのみを考えるので one factor model ということがある)。

地域毎に個別効果があるかどうかの検定は F 検定で行うことができる。個別効果がなければ

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + v_{it} \quad (4)$$

である。帰無仮説は個別効果はないとして、

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N \quad (5)$$

である。対立仮説 H_1 は、 H_0 ではないである。

制約のあるモデル 4) 式の残差平方和を RSS_1 、制約のないモデル 3) 式の残差平方和を RSS_0 、 NT をサンプル総数、説明変数を k 個とし、次の F 検定を行う。

$$F = \frac{(RSS_0 - RSS_1) / (N - k)}{RSS_1 / (NT - (N + k))} \quad (6)$$

帰無仮説が正しければ F は自由度 $N - k$ 、 $NT - (N + k)$ の F 分布に従う。

観察不能な時点特有の効果 (ただし個別の経済主体や地域にとっては共通) もダミー変数 ($TimeDummy_{jt}$ は $j=t$ の時 1 とし、その他の時 0 とする) を利用して、個別効果と時間効果の双方を共に考えた twofactormodel

$$y_{it} = \alpha_i + \alpha_2 Dummy_2 + \dots + \alpha_N Dummy_N + c_1 TimeDummy_{1t} + c_2 TimeDummy_{2t} + \dots + c_T TimeDummy_{Tt} + \beta x_{it} + v_{it} \quad (7)$$

を OLS で推計することができる¹⁵⁾。

個別効果、時間効果が共に無いという帰無仮説は

$$H_0: \alpha_2 = \dots = \alpha_N = 0 \quad \text{かつ} \quad c_1 = c_2 = \dots = c_T = 0$$

である。検定は 7) 式の残差平方和を RSS_2 とし、つぎの F 検定による。

$$F = \frac{(RSS_1 - RSS_2) / (N + T - k)}{RSS_2 / (NT - k)} \quad (8)$$

15) 7) 式の代わりに

$$y_{it} = \alpha_i + \alpha_1 Dummy_{i1} + \alpha_2 Dummy_{i2} + \dots + \alpha_N Dummy_{iN} + c_1 TimeDummy_{1t} + c_2 TimeDummy_{2t} + \dots + c_T TimeDummy_{Tt} + \beta x_{it} + v_{it}$$

を推定することが考えられる。しかし $\alpha_j Dummy_{jt} = c_k TimeDummy_{kt}$ が成立し、完全な多重共線関係が存在する。これを避けるために $\alpha_1 = c_1 = 0$ の制約がおかれている (第 1 経済主体のダミーと時間効果の第 1 期ダミーが除かれている)。逆にこの関係を利用して除かれたダミー変数の値を計算することができる。

$$RSS_{u2}/\{NT - (N+T)\}$$

(変量効果モデル)

次に変量効果モデル (random effect model) を考える。

$$y_{it} = a + bx_{it} + e_{it} \quad (9)$$

$$e_{it} = \alpha_i + v_{it} \quad (10)$$

x_{it} は v_{it} と相関せず、 α_i は標準的線形回帰モデルの仮定を充たす誤差項とする。

すなわち

$$E(v_{it}) = 0, \quad E(v_{it}^2) = V(v_{it}) = \sigma_v^2, \quad E(v_{it}v_{js}) = \text{Cov}(v_{it}, v_{js}) = 0 \quad \text{for } i \neq j, t \neq s$$

$$E(\alpha_i x_{it}) = \text{Cov}(\alpha_i, x_{it}) = 0$$

の条件が充たされているとする。また α_i に関し

$$E(\alpha_i) = 0, \quad E(\alpha_i^2) = V(\alpha_i) = \sigma_\alpha^2, \quad E(\alpha_i \alpha_j) = \text{Cov}(\alpha_i, \alpha_j) = 0 \quad \text{for } i \neq j$$

$$E(\alpha_i v_{it}) = 0,$$

を仮定する。そうすると e_{it} は

$$E(e_{it}) = 0,$$

$$E(e_{it}e_{js}) = \text{Cov}(e_{it}, e_{js}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2 \quad \text{for } i=j, t=s$$

$$= \sigma_v^2 \quad \text{for } i=j, t \neq s$$

$$= 0 \quad \text{その他}$$

である。

説明変数と誤差項が相関しないので 9) 式の OLS 推定量は不偏性と一致性を充たす。ただし、誤差項は相関するので OLS は有効推定量ではないし、仮説検定も問題となる。BLUE を得るために 9) 式を変換することによって誤差項が相関しなくなるようにする必要がある。具体的には

$$y_{it} - \bar{y}_i = a(1-c) + b(x_{it} - \bar{x}_i) + (v_{it} - \bar{v}_i) \quad (11)$$

において $(1-c)^2$ を次のように

$$\frac{\sigma_v^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2}$$

選ぶと、 $(v_{it} - \bar{v}_i)$ は互いに相関しない。8) 式は標準的線形回帰モデルの仮定を充たすので、11) 式を OLS で推定すれば OLS は BLUE となる。これにより仮説検定も行うことができる。これが変量効果モデルである。

なおランダム・イフェクトモデルに関しても、個別効果と時間効果の双方を考慮した twofactormodel

$$e_{it} = \mu_i + \epsilon_{it} + \eta_{it} \quad (12)$$

を考えることができる。

(Wu-hausman テスト)

$E(\epsilon_{it} | x_i) = \text{Cov}(\epsilon_{it} | x_i) = 0$ であれば変量効果モデル、 $E(\eta_{it} | x_i) = \text{Cov}(\eta_{it} | x_i) \neq 0$ であれば固定効果モデルが選択される。

これは経済主体や各地域の観察不可能な固有の要素が観察可能な説明変数と相関しないのか、あるいは相関するものかということでもある。外部から観察不可能な要素(たとえば各都道府県の産業風土)が銀行の資金供給に与える要素と関連しなければ変量効果モデルを選択すればよい。逆に産業風土等が影響すると考えるのなら固定効果モデルを選択すればよい。これを統計的に検定するのが Wu-Hausman テストである。

$\text{Cov}(\epsilon_{it} | x_i) = 0$ であれば変量効果モデルは一致性をもちかつ有効性もある。これに対し固定効果モデルは一致性は有するが有効性はない。

$\text{Cov}(\eta_{it} | x_i) \neq 0$ であれば固定効果モデルは一致性を持ちかつ有効推定量である。しかし変量効果モデルは一致性も有しない。

帰無仮説 $H_0: \text{Cov}(\epsilon_{it} | x_i) = 0$ の下での推定量を \hat{b}_{RE} とし、

対立仮説 $H_1: \text{Cov}(\epsilon_{it} | x_i) \neq 0$ の下での推定量を \hat{b}_{FE} とする。

両者の差 $\hat{q} = \hat{b}_{FE} - \hat{b}_{RE}$ は確率極限において

$$H_0: \hat{q} = 0$$

$$H_1: \hat{q} \neq 0$$

となる。 \hat{q} の分散 $V(\hat{q}) = V(\hat{b}_{FE}) - V(\hat{b}_{RE})$ を考え

$$m = \frac{\hat{q}^2}{V(\hat{q})} \quad (13)$$

を検定する。この統計量が帰無仮説の下で自由度 k (説明変数の数) の χ^2 分布に従う。

本稿では固定効果モデルと変量効果モデルの双方について one factor モデル、two factor モデルを推計し、いずれが採用されるかを検証する。

4 推計結果

推計結果は表 2 に示すとおりである。ケース 1 については F1 の検定統計量は 409 であり、データをプールした plain OLS は固定効果モデルに対し強く棄却されている。one factor モデルに関する Wu-Hausman テストの結果 (2 one) より変量効果モデルと固定効果モデルでは固定効果モデルが選択された。さらに固定効果モデルでの twofactor と onefactor の選択では F2 の統計検定量は 2.540 であり、one factor モデルが採択される。また固定効果と変量効果に関する two factor モデルの検定結果 (2 two) よりここでも固定効果モデルが採択される。これらの結果はケース 2 でも同様である。このことから地域別にみた銀行の貸出供給に関しては、直接には観測されない各都道府県に固有の要素が影響していることが分かる¹⁶⁾。

(ケース 1)

固定効果の one factor モデルでは、貸出金利の係数は 1%水準で有意に正であり、理論的条件を満たしている。これから貸出金利の調整機能が働いていることがうかがわれる。不良債権の状況に係る変数として取り上げた代位弁済比率の係数は 5%水準で有意に負である。貸倒の増加が中小企業向け貸出を抑制するということは、リスクが上昇すれば銀行が貸出を減少するという点で理論と整合的である。また前田 [1996] の結果とも一致する。

これに対し保証債務残高に関する係数は、符号は正であるものの統計的には全く有意ではない。信用協会による信用保証が増加しても、それが厳格な審査に裏付けられない限り、高い成功確率を持つ企業を探すための審査費用の低減や貸倒リスクの転嫁という本来の機能を果たさないことを示唆している。98,99

16) two factor モデルが採用されなかったのは、時点数が 2 と短いことが影響した可能性がある。

年度は銀行破綻が相次ぎ金融危機が深化したことは前述の通りである。各金融機関は安全資産へのシフトを行いかつ不良債権の処理を進めない限り、市場の信認を得られないことを意味した時期である。信用保証協会により保証が付けられ貸倒の場合に代位弁済が行われたとしても、それは当該金融機関が十分な審査を行っていなかったことを意味する。会計上は代位弁済により処理し得たとしても銀行の貸倒比率・不良債権比率は上昇するので、その銀行の信用は低下するであろう。銀行もこのような状況の下では十分な審査に裏付けられない保証では、貸出を促進しなかったと言える。

前期地価の計数は符号は正であるものの、統計的に有意な結果は得られていない。この地価に関する係数が統計的に有意でないということは、地価の上昇が貸出にプラスの効果を持つという先行研究と異なるし、一見すると担保価値の上昇がエージェンシー問題の縮減につながらないような結果である。しかし担保価値の下落は倒産確率の増加になるので、この地価に関する変数と保証協会の代位弁済比率は多重共線の関係にたっている可能性がある。そこで代位弁済比率を除いた推計も試みた。one factor 固定効果モデルの結果は次のようであった。

$$\text{SMALL}_i = 0.2207\text{LOANRATE}_i + 0.0490\text{LOGINS}_i + 0.1803\text{LAGCOM}_i \quad (14)$$

(2.648) (0.426) (2.097)

AdjR² = 0.9995 F = 34.93 () 内は t 値

保証債務残高にかかる係数は統計的に有意ではないが、前期地価の係数は 5% 水準で有意に正である。これから地価の上昇による担保価値の増加がエージェンシーコストの縮減により、貸出の増加につながっている事が分かる¹⁷⁾。

one factor 変量効果モデルでは、貸出金利の符号は正、代位弁済比率の符号は負であるものの統計的には全く有意ではない。保証債務残高と前期地価はいずれも 1% 水準で有意に正である。これは固定効果モデルとは対照的な結果である。しかし Wu-Hausman テストの結果、1% 水準で固定効果モデルが支持された (p

17) 地価が有意に正という点は山崎・竹田 [1997] と共通する。

値は 0.000)。各地域固有の事情を考慮しなければ、信用保証の増加は銀行の貸出供給を促し中小企業の貸出を増加させるように見受けられるが、それは地域事情を考慮しないことによる見せかけのものであることが分かる。

(ケース 2)

地価水準に替えて地価の変化を取り上げたケースをみる。結果は地価の水準による場合と概ね共通する。one factor 固定効果モデルが採用されることは前述した。金利の係数は 5%水準で有意に正、代位弁済比率の係数は 5%水準で有意に負である。

ここでも信用保証債務残高や地価の変化率にかかる係数は統計的に有意ではない。多重共線関係の問題を考え、代位弁済比率を除いた推計結果は次の通りである。

$$SMALL_t = 0.2206LOANRATE_t + 0.0491LOGINS_t + 0.1804DEL_t - 91 \quad (15)$$

(2.647) (0.427) (2.100)

AdjR² = 0.9995 F = 34.93 () 内は t 値

保証債務残高の係数は統計的に有意ではないが、地価変化率の係数は 5%水準で有意に正である。このことから地価がピークであった 91 年に比べて地価の下落率が大きいほど銀行の貸出供給が抑制されていることが分かる。言い換えればバブル期に地価が上昇した地域ほど中小企業向け貸出が低迷していることが示唆される。これはバブルの程度が少なかった地方圏に比べて、東京や大阪で中小企業向け貸出が厳しいと言われていることと整合的である。

one factor 変量効果モデルの推計結果は、 $a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 > 0, a_4 < 0$ の条件を 1%または 5%の有意水準で満たしており、もっともらしい結果である。しかし変量効果モデルが支持されないことは前述の通りである。改めて各地域特有の効果・事情を考慮しない限り、銀行の貸出供給を捉えきれずにミスリードとなることを示すものである。

＝＝＝＝＝表 2 推計結果＝＝＝＝＝

5 おわりに

本稿では 98-99 年度の都道府県別パネルデータを用い銀行の中小企業向け貸出供給を分析した。中小企業向け貸出増加を目指した「臨時異例の措置」という政策が、金利や担保と不良債権の状況により貸出を判断するという銀行の経済合理性に影響しなかったことを明らかにした。十分な審査に裏付けられない、金融危機の一つのメルクマールとされる 10%の事故率(貸倒率)を想定する信用保証は、明らかに経済合理性を欠く制度である。中小企業白書が認めるように「中小企業向け貸出額全体では減少している」のである。代位弁済比率の増加は中小企業向け貸出を減少させる効果を有していた。その意味で一般保証の 5 倍の貸倒を許容する特別信用保証制度は中小企業向け貸出を減少させるメカニズムを内包していたといえよう。松浦[1995]は時系列分析で信用保証協会による一般保証比率の増加が民間貸出を増加させる可能性を示していた。今回の結論とは逆である。一般保証が持つなにかのクロスモニタリングによるスクリーニングとリスク転嫁が働いたというのが 83-92 年度を対象にした松浦[1995]の結果に現れたと考えられる。銀行の中小企業向け貸出を 330 兆円とすると、代位弁済比率の 1%ポイントの悪化は中小企業向け貸出を約 10 兆 99 百億円(限界性向 = -0.0333×330 兆円)減少させるのである。通常事故率よりも 8%ポイントも高い特別保証制度は、(保証料を考慮しないと)2 兆 4 千億円の財政負担を生じる可能性がある。その財政負担の上で目指す目的とは逆に中小企業向け貸出を減少させる可能性が強いのである。特別保証制度のように経済合理性を欠く政策では、政策目的を達成することはできないというのが今回の結果であるといえよう。これに対し銀行は未曾有の危機の中で、金利、担保、不良債権を考慮するという形で危険資産から安全資産へのシフトを図り銀行経営の健全化を目指した。それは金融再生という政策目的に添うものであると評価できよう。

参考文献

- 足立正道・大澤真 [2000] 「中堅・中小企業ファイナンス市場の現状と課題」日本銀行金融市場局ワーキングペーパー 2000-j-10
- 小川和夫・北坂真一 [1998] 『資産市場と景気変動』日本経済新聞社
- 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
- 塩澤修平 [2000] 「中堅中小企業ファイナンスに関する理論的分析の視点」日本銀行金融市場局ワーキングペーパー 2000-j-11
- 戸井佳奈子・松浦克己 [2000] 「銀行の経営非効率とその要因」manuscript
- 前田努 [1996] 「わが国銀行業における貸し出し伸び悩みについて」ファイナンシャル・レビュー, vol39, pp.88-115
- 松浦克己・三井清・北川浩 [1991] 「貸出市場と公的金融」松浦克己・橘木俊詔編 『金融機能の経済分析』東洋経済新報社所収
- 松浦克己 [1995] 「中小企業貸出市場における公的金融のシェアの要因分析 - 情報の非対称性を考慮した ECM 推計」金融経済研究 8号, pp.8-22
- 松浦克己・マッケンジー・コリン [2000] 「応用計量経済学(10)」郵政研究所月報 2000年1月
- 三井清・河内繁 [1996] 「中小企業の設備投資と資金調達 - 資金制約と政策金融の機能」郵政研究レビュー, vol6, pp.183-204
- 宮川努・石原秀彦 [1997] 「金融政策・銀行行動の変化とマクロ経済」浅子和美・吉野直行・福田慎一編 『現代マクロ経済分析』東京大学出版会所収
- 山崎福寿・竹田陽介 [1997] 「土地の担保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』東京大学出版会所収
- 吉川洋・江藤勝・池俊廣 [1994] 「中小企業に対する銀行による『貸し渋り』について」経済企画庁経済研究所政策研究の視点シリーズ 1

Avery,R., Bostic,R., K.Samolyk [1998], "The Role of Personal Wealth in SmallBusinessFinance,"
Journal of Banking & Finance,vol22,pp983-1014

Baltagi,B [1996] ,*Econometrics*,NY,Springer

Berger,A and G.Udell [1998] , "TheEconomics of Small Business Finance: The Role of Private
Equity and Debt markets in the Financial Growth Cycle,"*Journal of Banking & Finance*,
vol22,pp613-673

Bernanke [1983] , "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great
Depression,"*American Economic Review*,vol73, pp.257-276

Bester.H [1985] , "Screening vs. Rationing in Credit Markets with Imperfect Information," *American
Economic Review* , vol80, pp.850-855

Demirgd-Kunt,A and E.Detragiache [1998] , "The Determinants of Banking Crisies in Developing and
DevelopedCountrise,"*IMF Stuff Papers*, vol45,pp.81-109

Hacox,D and J.Wilcox [1998] , "The " Credit Crunch" and the Availability of Credit to Small
Business,"*Journal ifBanking&Finance*,vol22,pp613-673

Hsiao,C [1985] ,*Analysis of Panel Data*,Cambrideg, CambridgeUniversity Press

Motonishi,T and H.Yoshikawa [1999] , "Causes of the Long Stagnation of Japan during the 1990s:
Financial or Real?,"*Journal of theJapanese Economy andInternationalEconomies*, vol13,pp.181-200

図 1

中小企業向け貸出残高の推移

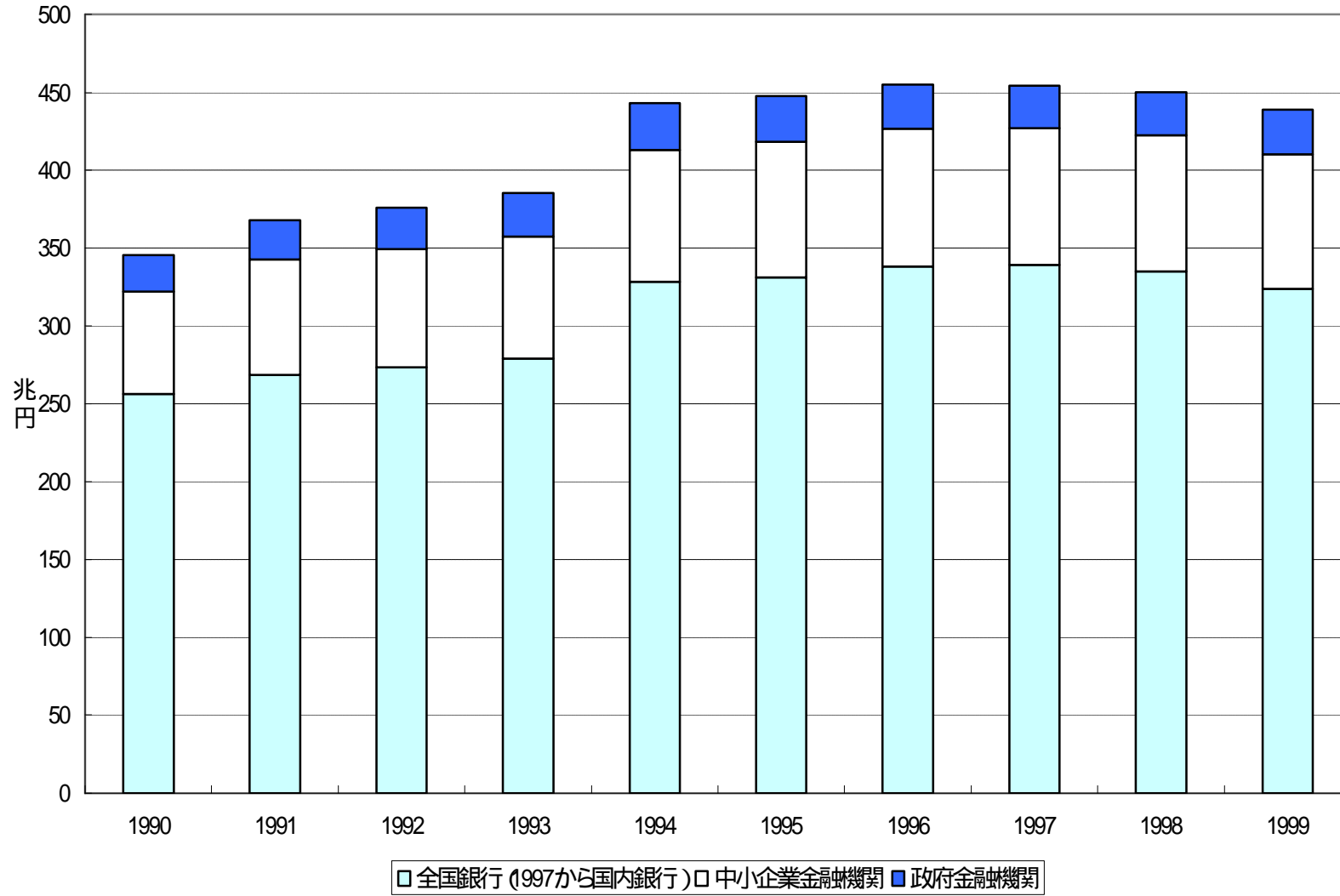


図 2

貸出態度判断 D . I

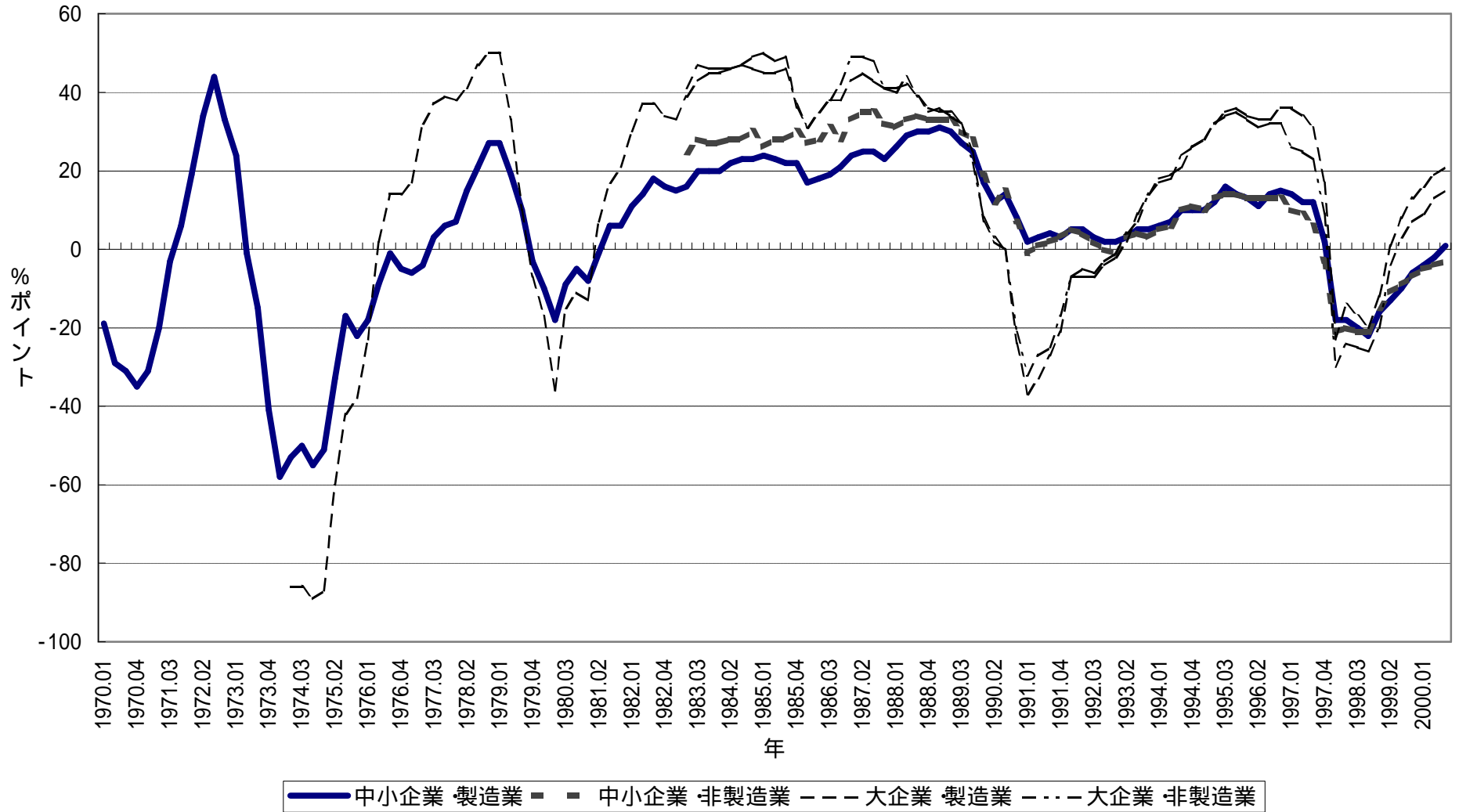
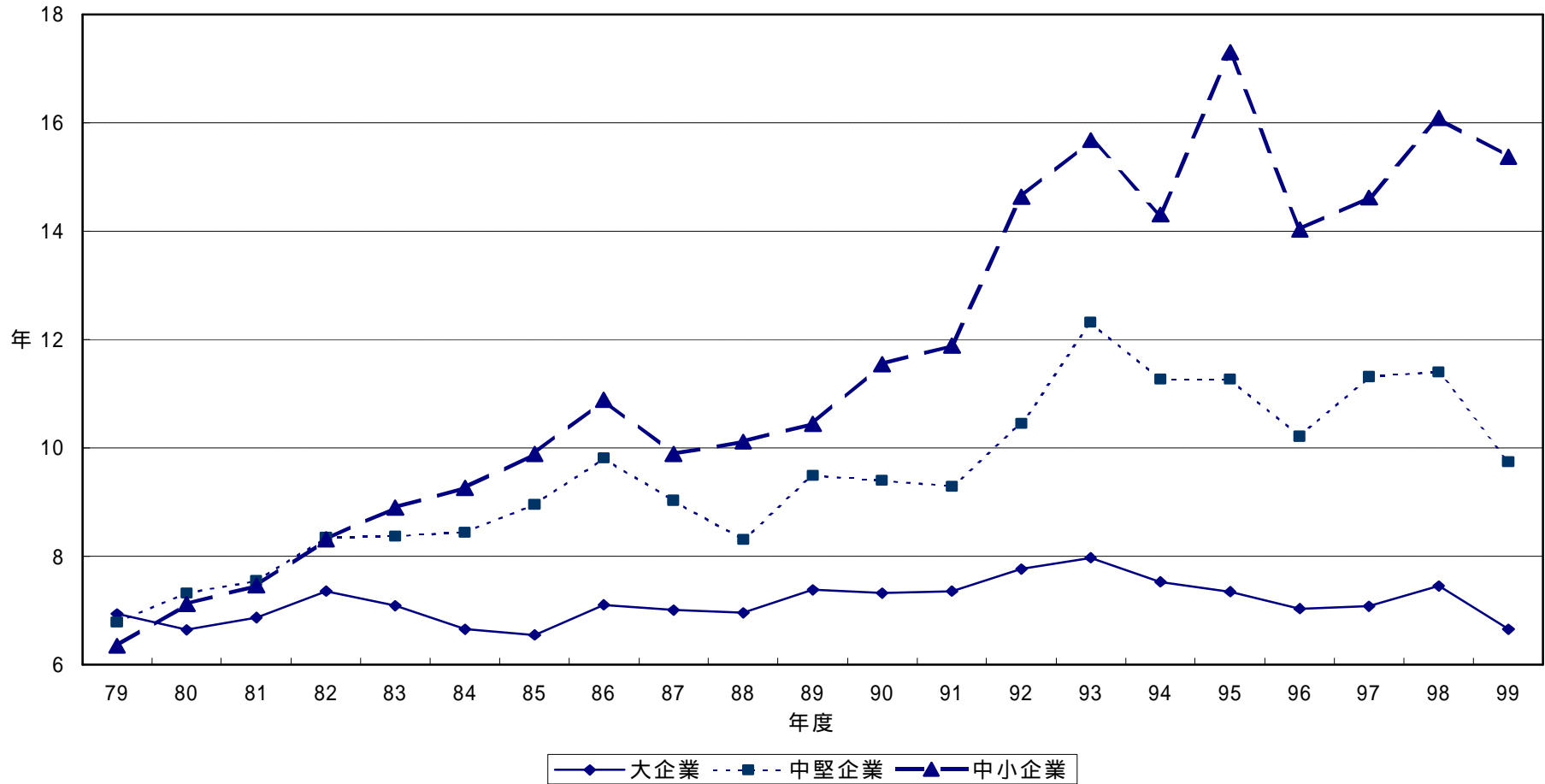


図3

有利子債務/キャッシュフロー (要返済期間)



(注) 有利子債務 = 短期借入金 + 長期借入金 + 社債
 キャッシュフロー = 営業利益 / 2 + 減価償却費

(資料) 大蔵省「法人企業統計」

図 4

総資産に占める金融機関借入金のウェイト

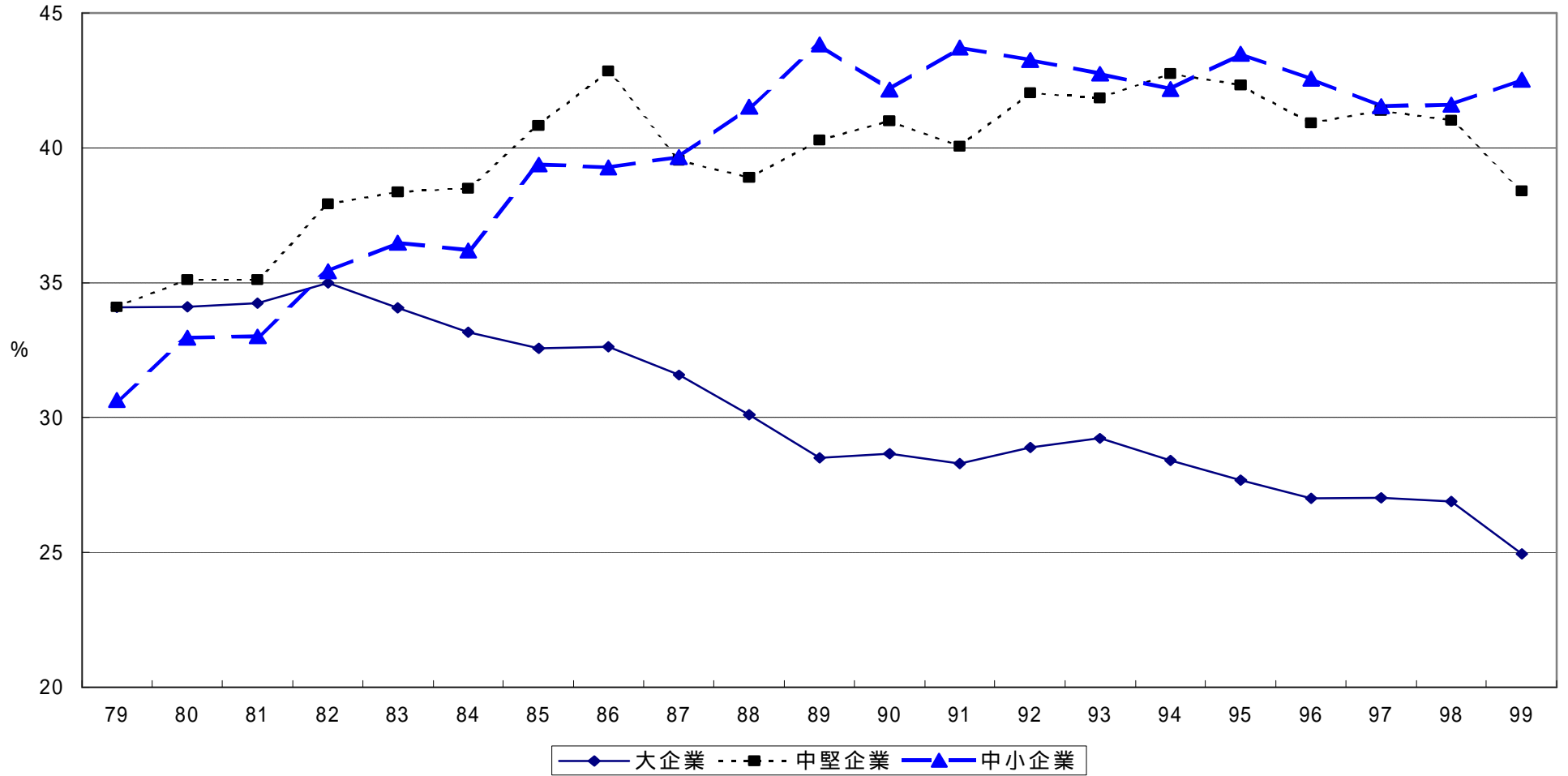


図5

総資産に占める自己資本のウェイト

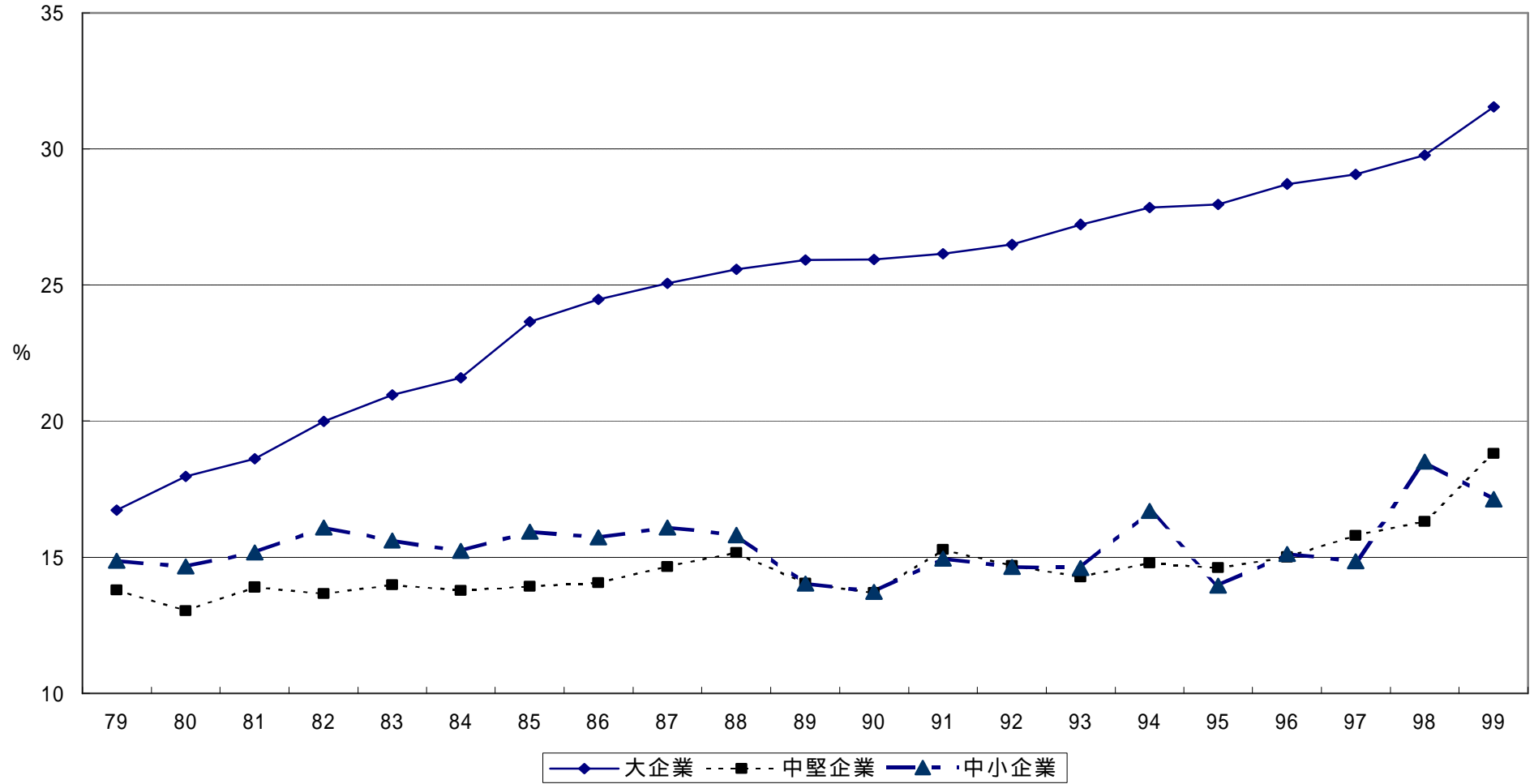


图 6

市街地価格指数 (6大都市)

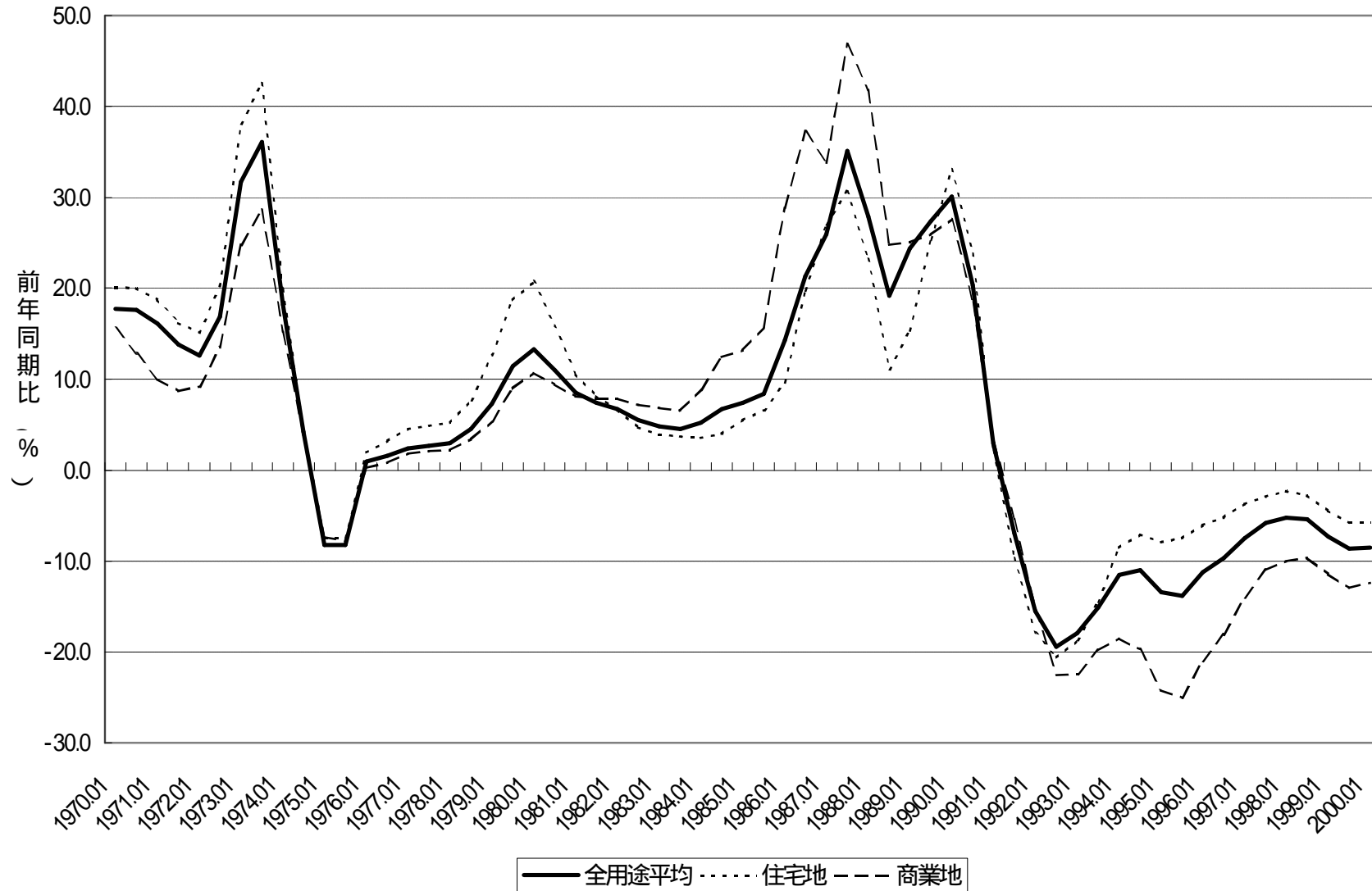


表1 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小	最大
SMALL	10.0480	0.9431	8.6735	13.6137
LOANRATE	2.5662	0.1942	2.2462	3.3565
LAGCOM	12.5148	0.5008	11.7393	14.2576
DEL91	-1.0280	0.3681	-1.8534	-0.2794
LOGINS	13.1678	0.9218	11.9523	15.8783
WRONG	1.3225	0.6726	0.3923	5.1403

表2 銀行の貸出供給の推計結果

変数	ケース1	ケース2
	係数	係数

(one factor 固定効果モデル)		
LOANRATE	0.2125*** (2.661)	0.2124*** (2.659)
LAGCOM	0.1087 (1.231)	
DEL91		0.1089 (1.234)
LOGINS	0.0338 (0.307)	0.0340 (0.308)
WRONG	-0.0333** (-2.239)	-0.0333** (-2.238)
Adj R	0.9996	0.9996

(one factor 変量効果モデル)		
LOANRATE	0.0233 (0.343)	0.2601*** (3.638)
LAGCOM	0.4937*** (8.399)	
DEL91		0.2210*** (2.978)
LOGINS	0.6670*** (14.814)	0.7939*** (15.033)
WRONG	-0.0110 (-0.785)	-0.0304** (-2.081)
Constant	-4.9592*** (-6.729)	-0.8056 (-1.201)
Adj R	0.8966	0.7975

(two factor 固定効果モデル)		
LOANRATE	0.1165121 (1.182)	0.1165 (1.182)
LAGCOM	0.0044 (0.041)	
DEL91		0.0044 (0.041)
LOGINS	0.0601 (0.548)	0.0601 (0.548)
WRONG	-0.0267* (-1.759)	-0.0267* (-1.759)
Constant	8.9376*** (4.043)	8.9972*** (6.549)
Adj R	0.9996	0.9996

(two factor 変量効果モデル)		
LOANRATE	0.0210 (0.305)	0.0062 (0.069)
LAGCOM	0.4900*** (8.275)	
DEL91		-0.0258 (-0.284)
LOGINS	0.6653*** (14.819)	0.7509*** (14.112)
WRONG	-0.0110 (-0.793)	-0.0120 (-0.807)
Constant	-4.8842*** (-6.546)	0.1339 (0.193)
Adj-R	0.8959	0.8221

05表2

F1	409.089	560.896
2 one	42.87	81.99
F2	2.540	2.533
2 two	46.65	64.55

注1) カッコ内はt値。***は1%水準、**は5%水準、*は1%水準で有意であることを示す。

注2) F1はone factor固定効果モデルと固定効果無しのF検定。
2 oneは one factor固定効果モデルとone factor変量効果モデルのWu-Hausman検定。
F2は oneは one factor固定効果モデルとtwo factor固定効果モデルのF検定。
2 twoは two factor固定効果モデルとtwo factor変量効果モデルのWu-Hausman検定。

one factor固定効果モデルによる都道府県別の固定効果

	ケース1	ケース2
北海道	9.76918	9.94546
青森	8.50807	8.61609
岩手	8.31231	8.42181
宮城	9.23417	9.39020
秋田	8.38183	8.48480
山形	8.35422	8.46848
福島	8.86223	8.97221
茨城	9.31059	9.43772
栃木	9.17952	9.30633
群馬	9.15258	9.29639
埼玉	9.97383	10.15687
千葉	10.03113	10.21251
東京	12.49437	12.69056
神奈川	10.41358	10.59858
新潟	9.26174	9.39268
富山	8.74485	8.87116
石川	8.84051	8.97985
福井	8.34639	8.48056
山梨	8.03553	8.17978
長野	9.04518	9.17949
岐阜	9.17048	9.33364
静岡	9.58793	9.74960
愛知	10.50441	10.69524
三重	9.00179	9.12815
滋賀	8.60765	8.74725
京都	9.60491	9.79016
大阪	11.56573	11.77238
兵庫	10.02233	10.19549
奈良	8.68666	8.83598
和歌山	8.47717	8.63041
鳥取	7.88593	8.00121
島根	7.72575	7.82884
岡山	9.14422	9.29274
広島	9.70711	9.84686
山口	8.74492	8.85194
徳島	8.51912	8.61533
香川	8.82965	8.97764
愛媛	9.12710	9.24338
高知	8.20730	8.30253
福岡	10.31825	10.46736
佐賀	7.94902	8.04338
長崎	8.84884	8.96100
熊本	8.73158	8.85104
大分	8.26854	8.36868
宮崎	8.15924	8.26675
鹿児島	8.40924	8.54469
沖縄	8.42291	8.52165