

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

<http://www.kier.kyoto-u.ac.jp/index.html>

Discussion Paper No. 0604

“銀行部門の脆弱性は貸出供給を通じて景気循環に影響を与えたのか？
－日本における県別パネルデータを用いた分析－”

石川大輔

2007 年 2 月



KYOTO UNIVERSITY
KYOTO, JAPAN

銀行部門の脆弱性は貸出供給を通じて景気循環に影響を与えたのか?—日本における県別パネルデータを用いた分析*

石川大輔[†]

(京都大学経済研究所 先端政策分析研究センター)

2007 年 2 月

概要

本論文では、日本における都道府県別のパネルデータを利用し、銀行部門の脆弱性が貸出供給を通じて景気循環に影響を与えていたのかを検証した。上記の問いに答えるため、本論文は Driscoll(2004)による構造マクロ経済モデルに自己資本比率を組み入れ、二段階の操作変数推定を行った。その結果、一段階目の推定においては、前期の自己資本比率が上昇し、今期と前期の預金が予期せずに増えた場合、今期の銀行貸出が有意に増加することを確認した。二段階目の推定においては、このことによる今期の貸出の増加は、同じ期の生産量を有意に押し上げていたことが明らかになった。以上の実証結果は、不良債権等の削減や銀行部門への公的資本注入により同部門の脆弱性を改善すること、そして金融緩和を継続すること、これら二つの政策を同時に行うことが、日本経済が再生するために不可欠であることを示唆している。

*本論文の作成にあたっては、小川一夫氏(大阪大学社会経済研究所)、筒井義郎氏(大阪大学社会経済研究所)、中川竜一氏(関西大学経済学部)、本多祐三氏(大阪大学大学院経済学研究科)、宮尾龍蔵氏(神戸大学経済経営研究所)より非常に有益なコメントを頂いた。なお、本論文は、2006 年度日本経済学会秋季大会(福島大学)、2006 年度日本金融学会秋季大会(小樽商科大学)にて報告された。また、本論文は、科学研究費補助金(若手研究(B) 課題番号 18730190)から研究助成を受けている。ここに感謝の意を記したい。ただし、本論文中で示された誤りは、言うまでもなく全て筆者個人に帰するものである。

[†]連絡先: E-mail: ishikawa@kier.kyoto-u.ac.jp

1. はじめに

本論文の目的は、日本において、銀行部門の脆弱性が貸出供給を通じて景気循環に影響を与えていたのかを検証することである。さらに本論文では、都道府県別のパネルデータを利用することで、地域ごとの情報をも反映させて分析を行っている。図 1 から分かるように、日本においては、経済変数の地域間の差異はかなり大きい。従って、各都道府県の詳細な情報を用いた分析は、日本経済の本当の姿を知る上で極めて重要である。

90 年以降の銀行部門の脆弱性の悪化が貸出の減少を通じて GDP や社会厚生に悪影響を与えたのではないかという直感は、多くの経済学者が共有するところであろう。このような問題意識に基づき、自己資本比率や不良債権比率等が銀行貸出市場に対してどのような影響を与えたのかを明らかにしようとする研究は、数多く行われてきた。代表的なものとしては、資金供給側(銀行側)の研究では Ogawa and Kitasaka(2000)が、資金需要側(企業側)の研究では Ogawa and Suzuki(1998)が挙げられる。しかしながら、銀行部門の脆弱性の悪化によって影響を受けた貸出供給が、最終的に GDP にどのような影響を与えていたのかを明らかにしようとする研究はそれほど多くない。以下では、それらの研究のうち代表的なものを紹介することにしよう。

小川(2000)は、日本における企業サイドの集計データを用いて、誘導形 VAR で分析を行っている。その結果、地価の上昇が企業の保有資産の価値を増加させ、外部資金プレミアムを減じさせることで、銀行借入を増加させ、設備投資を増加させるという経路を見出している。特に、銀行に依存せざるを得ない規模の小さい企業において、この効果が特に見られるという興味深い結果も報告している。

Bayoumi(2001)は、日本における GDP ギャップ、財政支出、短期金利、銀行貸出、地価等の四半期の集計データを用いて、誘導形 VAR で分析を行っている。その結果、地価が GDP ギャップに与える影響は、銀行貸出を外生とした場合には 90%以上も小さくなると報告している。すなわち、地価が GDP ギャップに与える影響は、銀行貸出を通じた効果が大きかったことが示唆されている。

上で紹介した研究は、日本において、銀行貸出が景気変動にどのような影響を与えていたのかについて実証的な根拠に基づいた議論を行っており、大変興味深い。しかしながら、上記の分析は、いずれも集計データを用いた分析となっており、いわば日本には一人の代表的個人しかいないという想定となっていることに注意する必要がある。図 1 から分かるように、日本においては、地域間の差異はかなり大きい。

図1-1 貸出額伸び率

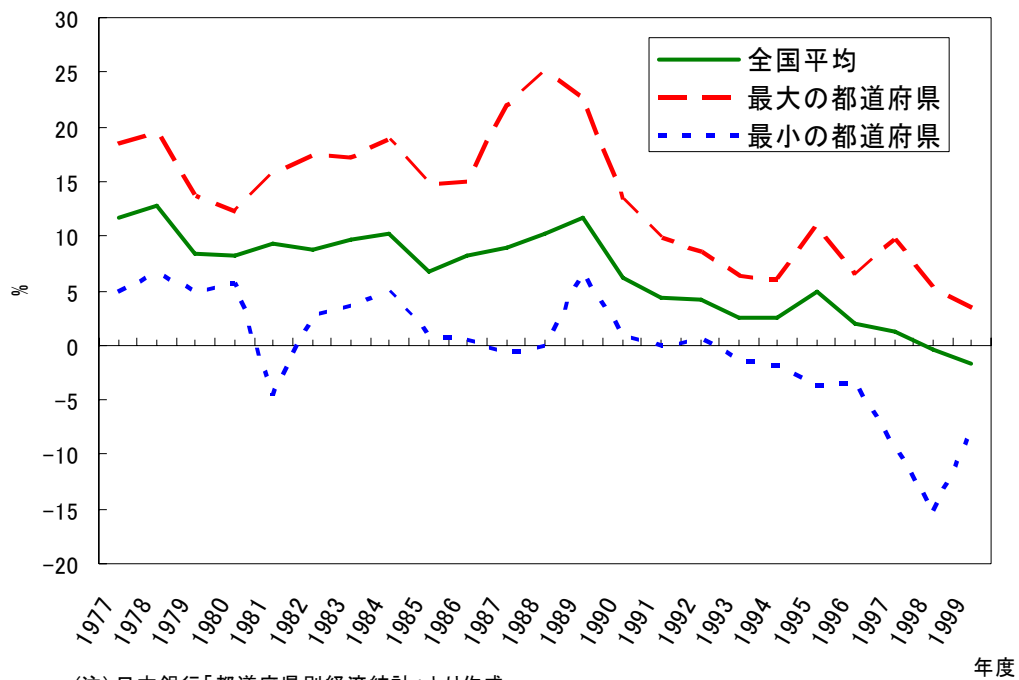


図1-2 預金額伸び率

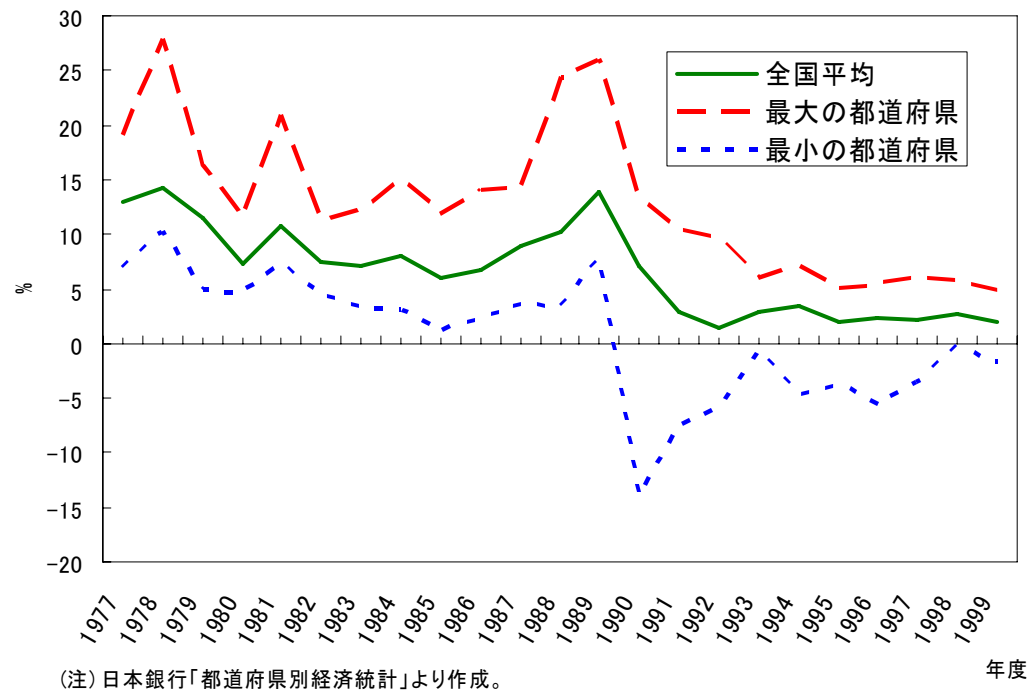


図1-3 県内総生産(名目値)伸び率

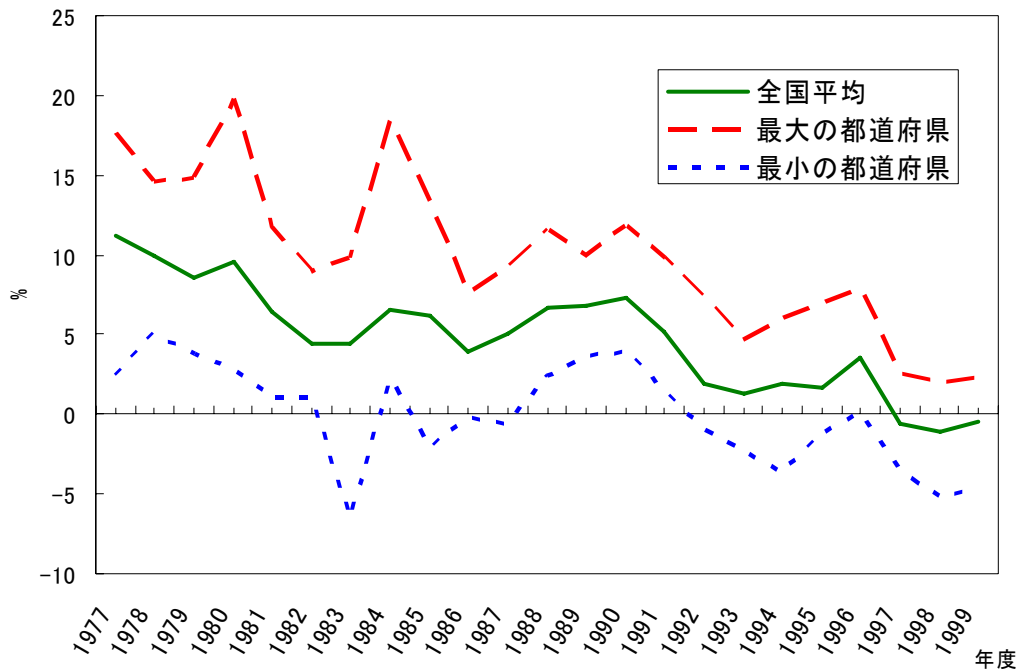


図1-4 銀行の自己資本比率

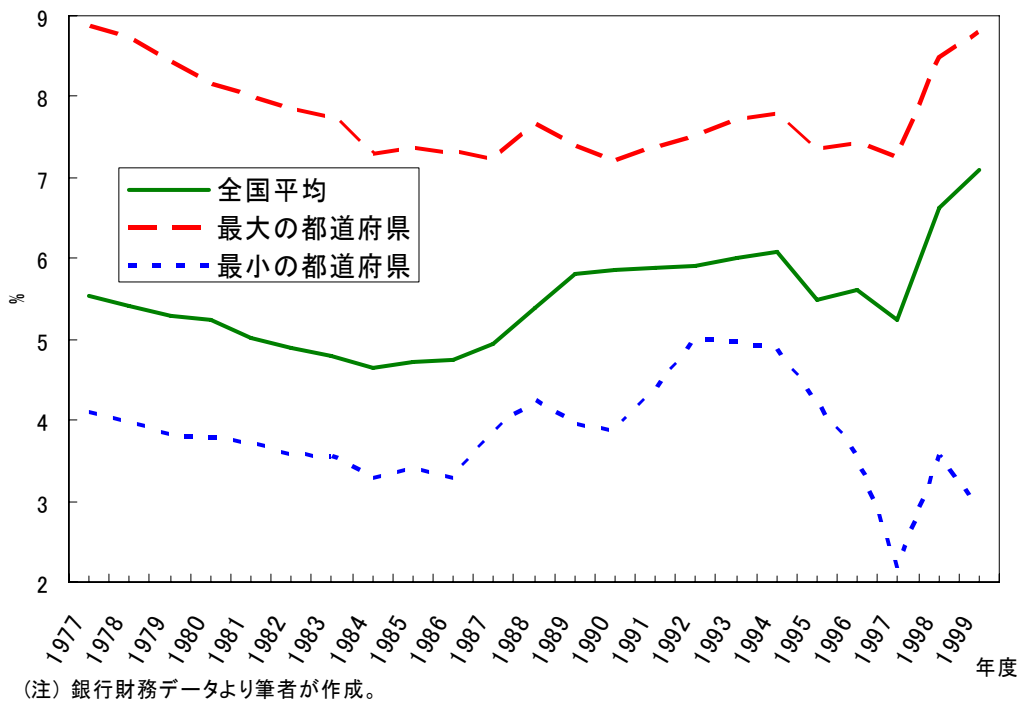


図1-5 不良債権比率

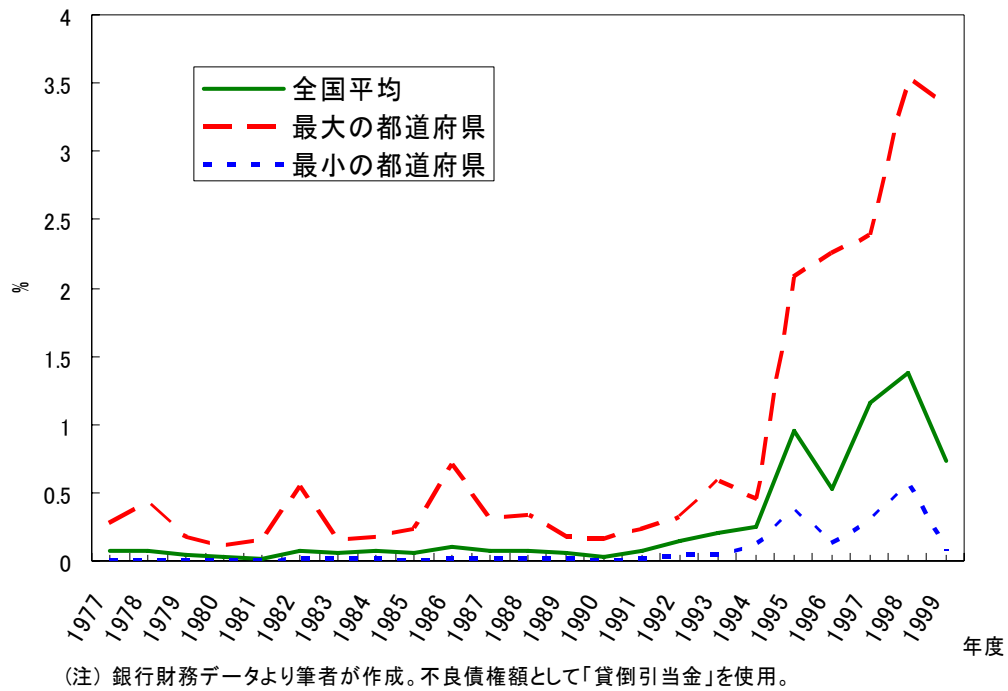


図1-6 地価伸び率

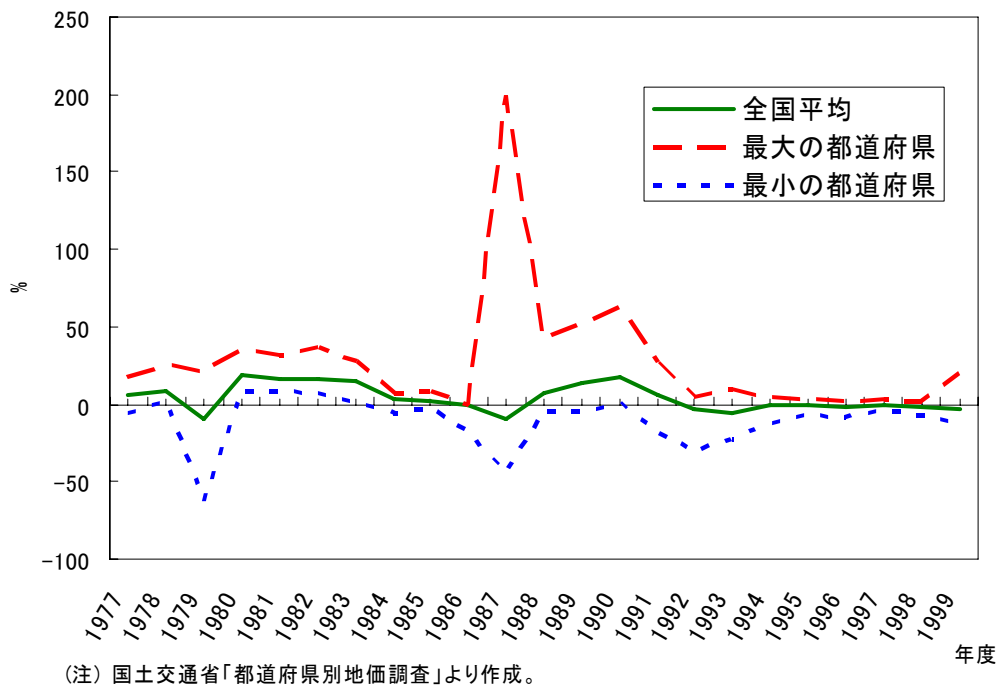
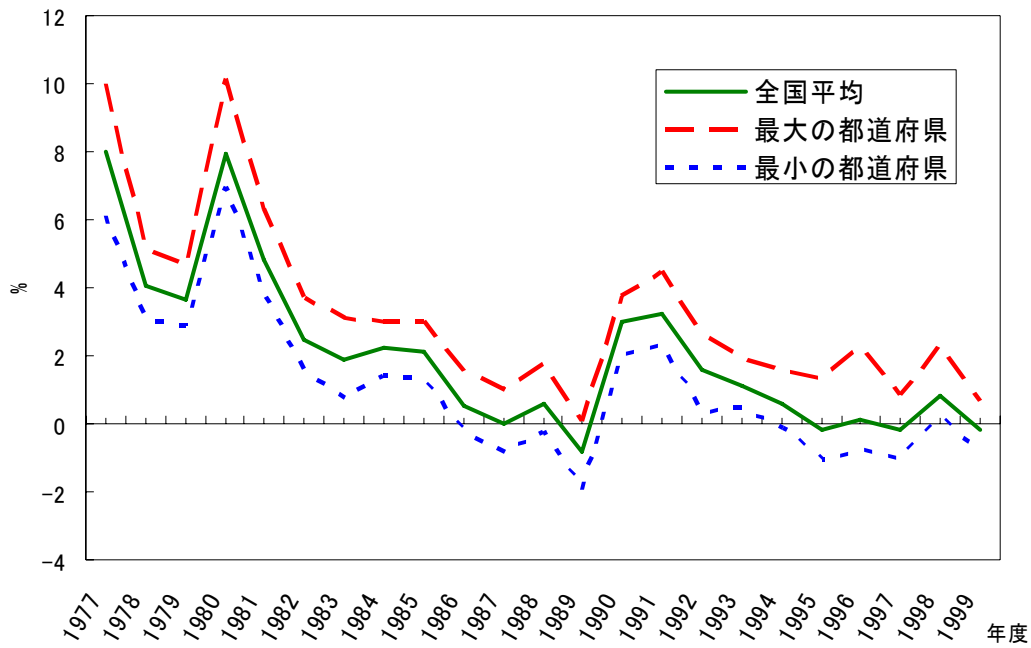
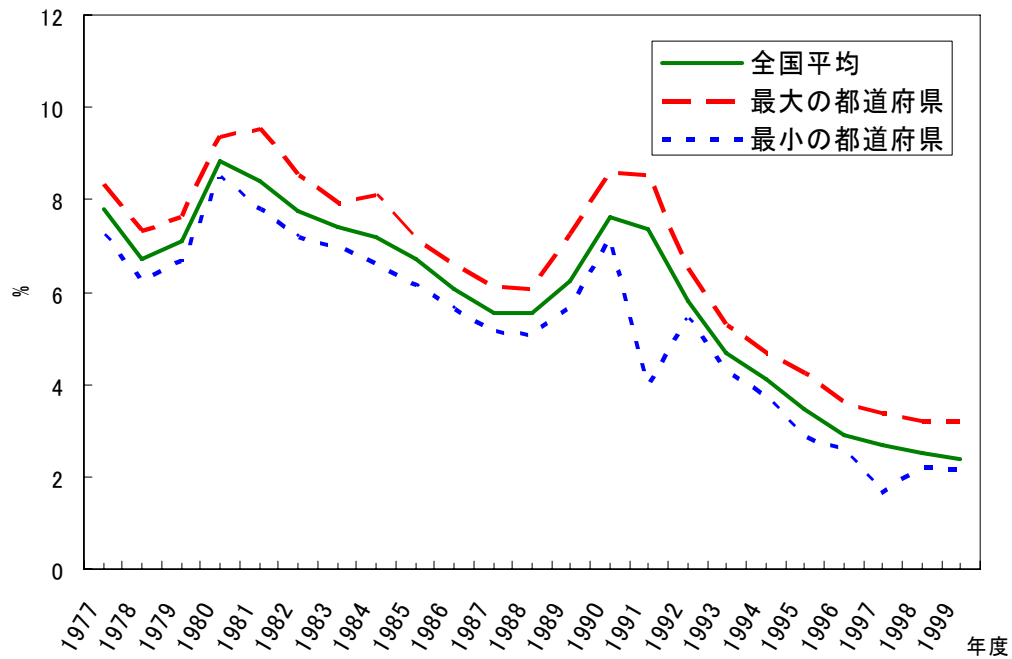


図1-7 インフレ率(CPI)



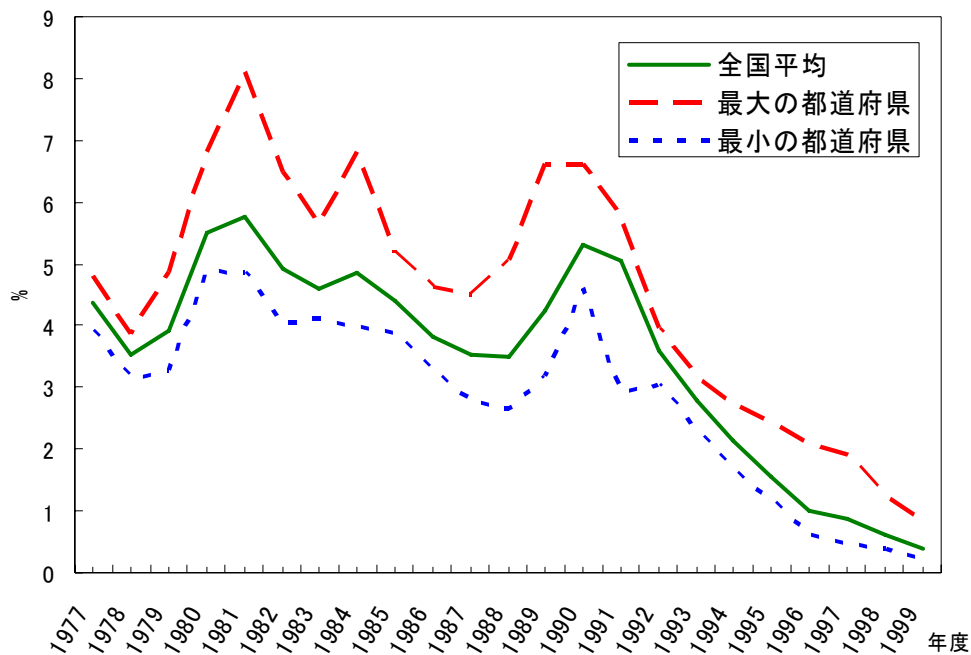
(注) 総務省「消費者物価指数年報」より作成。

図1-8 貸出金利



(注) 銀行財務データより筆者が作成。

図1-9 預金金利



(注) 銀行財務データより筆者が作成。

本論文は、銀行部門の脆弱性の悪化が銀行貸出を通じて景気変動に影響を与えていたのかを、地域間の差異の情報が反映されている都道府県別パネルデータを用いて検証した日本で初めての分析である。

都道府県別パネルデータを用いた分析には、その他にも利点がある。それは、サンプル数を多く確保できることである。年次の都道府県別パネルデータを用いれば、集計データの47倍(日本における都道府県の数)のデータ数を確保することが出来るため、信頼に足る分析を行うことが可能となるのである。

次節以降、本論文は以下のように構成される。第二節では、構造マクロ経済モデルを定式化する。第三節では、それを推定する。第四節では、推定結果を解釈する。第五節では、本論文のまとめと政策提言を行う。

2. モデル

本論文が依拠するのは、Bernanke and Blinder(1988)の銀行部門を含んだIS-LMモデルを、都道府県別パネルデータを適用できる形に発展させたDriscoll(2004)の構造マクロ経済モデルである。このモデルを用いて、Driscollは、アメリカの州別パネルデータを使い、銀行貸出がGDPに影響を与えていた

のかを検証している。本論文では、Driscoll を発展させ、90 年以降の日本経済にとって重要と考えられる銀行部門の脆弱性をマクロモデルに組み入れて分析を行う。本論文における構造マクロ経済モデルは、以下のように定式化される。

$$m_{it} - p_{it} = \gamma y_{it} - \delta (r_t - r_{it}^d) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = -\theta r_t - \alpha r_{it}^l + z_{it} \quad (2)$$

$$l_{it}^s = -\lambda r_t + \mu r_{it}^l + \beta (m_{it} - p_{it}) - \kappa f_{it} + w_{it} \quad (3)$$

$$l_{it}^d = \tau r_t - \chi r_{it}^l + \omega y_{it} + v_{it} \quad (4)$$

式(1)は、都道府県 i の t 年度における貨幣市場の均衡式(LM 曲線)を表す。ここで、 m_{it} 、 p_{it} 、 y_{it} 、 r_t 、 r_{it}^d 、 ε_{it} は、それぞれ都道府県 i の t 年度(ストック変数については t 年度末、以下同様)における貨幣額(名目値)、物価水準、生産量、債券金利、預金金利、貨幣需要ショックである。金利以外の変数は対数変換されている(以下同様)。 γ と δ は正の定数である。又、本論文における貨幣は、銀行部門の負債サイド、つまり預金と定義されており、流通銀行券(現金通貨)は含まれていない。これは、現金通貨残高は、預金通貨残高に比べて小さいことを反映している¹。尚、債券利子率は全国で共通である。何故なら、債券市場は都道府県ごとに分断されていないと想定できるからである。

式(2)は、都道府県 i の t 年度における財市場の均衡式(IS 曲線)を表す。ここで、 r_{it}^l 、 z_{it} は、それぞれ都道府県 i の t 年度における貸出金利、総需要ショックである。 θ と α は正の定数である。

式(3)は、都道府県 i の t 年度における貸出供給関数を表す。ここで、 f_{it} 、 w_{it} は、それぞれ都道府県 i の t 年度における銀行部門の脆弱性を表す指標、貸出供給ショックである。不良債権比率は対数変換されていない。 λ 、 μ 、 β 、 κ は正の定数である。

式(4)は、都道府県 i の t 年度における借入需要関数を表す。ここで、 v_{it} は、都道府県 i の t 年度における借入需要ショックである。 τ 、 χ 、 ω は正の定数である。

次に、係数パラメーターの識別を可能とするため、Driscoll に従い、 $\text{Cov}[\varepsilon_{it}, z_{it}] = \text{Cov}[\varepsilon_{it}, v_{it}] = 0$ という仮定を置く。上記の式(1)–(4)の連立方程式体系によって、本論文におけるマクロ経済は記述される。

以上の構造マクロ経済モデルにおいて、Driscoll にはない本論文の大きな特徴は、式(3)に銀行部門の脆弱性を表す指標 f_{it} が入っていることである。小川(2003)も、90 年以降における銀行部門の脆弱性の悪化(自己資本比率の低下や不良債権

¹ 例えば、日本における 2005 年 3 月の預金通貨残高(月中平均)は約 610 兆円、現金通貨残高(月中平均)は約 70 兆円であった。

比率の上昇)が貸出供給に与えた負の影響は深刻であったことを報告している。このように、銀行部門の脆弱性は、90 年以降の日本経済を考察する上で重要な変数であり、経済モデルに組み入れることが必要不可欠なのである。

銀行部門の脆弱性を表す指標 f_{it} については、銀行側の「貸出供給」のみを変動させるものを採用することが肝要である。その理由は、もし仮にそうでなかったとすると、その指標の変動による銀行貸出額の変化が、供給側(銀行)と需要側(企業・家計)のどちらに起因するのかを識別することが不可能となってしまうからである²。

銀行部門の脆弱性を表す指標 f_{it} としては、不良債権比率や自己資本比率といったものが考えられよう。しかしながら、不良債権比率は同指標としては適切でない。何故なら、不良債権比率は、借手(需要側)の状態をダイレクトに反映する指標だからである。例えば、銀行の不良債権比率の上昇は、貸出供給を減少させる可能性があるだろう。しかし同比率の上昇は、同時に借手(需要側)の経営状態の悪化を意味するから、このことが借入需要を減退させているかもしれない。先に述べた需要と供給の識別問題は、まさしくこのような状況を指している。

そこで本論文では、銀行部門の脆弱性を表す指標 f_{it} として、自己資本比率 cap_{it-1} を採用する³。もちろん、同指標として自己資本比率を採用したとしても、識別に関する問題が完全に解決されたわけではない。需要と供給の識別問題を完全にクリアーし、それと同時に銀行部門の脆弱性を表すような指標を見つけることは、将来における課題である。さて、銀行の自己資本比率 cap_{it-1} が下落すると脆弱性 f_{it} は増加(悪化)するから、本論文では $f_{it} = -cap_{it-1} + (const.)$ という単純な線形関係を想定する。尚、自己資本比率が 1 期前の値となっているのは、 t 年度において、それらを外生変数として扱うためである。

最後に、マネタリー・チャンネル(流動性効果)とクレジット・チャンネルに関する識別問題を考えよう。金融緩和が銀行貸出を通じて GDP に与える影響を論じる際には、債券金利 r_t を通じた流動性効果をコントロールした上で議論することが肝要である。本論文では、Driscoll に従い、債券金利 r_t が全国で同一であることを利用し、各年のクロスセクション平均 $\tilde{x}_{it} \equiv x_{it} - (1/N)\sum_{i=1}^N x_{it}$ を各方程式から引くことによって、流動性効果をコントロールすることにする。このような操作を行ったシステムは、以下のように記述できる。

² この問題は、貸出供給関数と借入需要関数の識別問題と言われている。

³ 銀行部門の脆弱性を表す指標 f_{it} として不良債権比率を用いることは、技術的な観点からは好ましいとは言えないが、現実の 90 年代の銀行貸出の停滞が景気変動に影響を与えていたかを考える上では、非常に示唆に富む分析を可能とさせるだろう。そこで、付録 1 において、同指標として不良債権比率を採用した分析を行っている。

$$\tilde{m}_{it} - \tilde{p}_{it} = \gamma \tilde{y}_{it} + \delta \tilde{r}_{it}^d + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (5)$$

$$\tilde{y}_{it} = -\alpha \tilde{r}_{it}^l + \tilde{z}_{it} \quad (6)$$

$$\tilde{l}_{it}^s = \mu \tilde{r}_{it}^l + \beta(\tilde{m}_{it} - \tilde{p}_{it}) + \kappa \tilde{c}\tilde{a}p_{it-1} + \tilde{w}_{it} \quad (7)$$

$$\tilde{l}_{it}^d = -\chi \tilde{r}_{it}^l + \omega \tilde{y}_{it} + \tilde{v}_{it} \quad (8)$$

銀行貸出が GDP に影響を与えているか否かを検証するためには、式(6)における貸出金利にかかる係数 α が 0 か否かを検定すればよい。この検定の背景には、貸出供給が増加すると、貸出金利が下落し、投資等が増加することによって GDP が増加するという経路(クレジット・チャンネル)がある。

GDP が銀行貸出にどのように依存しているかを明らかにし、かつ係数 α が 0 か否かを明示的に検定できる形にするため、(8)式の銀行貸出金利 $\tilde{r}_{it}^l$ を式(6)と式(7)に代入し、式(5)を式(7)に代入する。この結果、以下の 2 本の式を得る。

$$\tilde{y}_{it} = \frac{\alpha}{\chi + \omega\alpha} \tilde{l}_{it} - \frac{\alpha}{\chi + \omega\alpha} \tilde{v}_{it} + \frac{\chi}{\chi + \omega\alpha} \tilde{z}_{it} \quad (9)$$

$$\tilde{l}_{it} = \frac{\chi\beta\gamma + \omega\mu}{\chi + \mu} \tilde{y}_{it} + \frac{\chi\kappa}{\chi + \mu} \tilde{c}\tilde{a}p_{it-1} + \frac{\beta\delta\chi}{\chi + \mu} \tilde{r}_{it}^d + \frac{\chi\beta}{\chi + \mu} \tilde{\varepsilon}_{it} + \frac{\chi}{\chi + \mu} \tilde{w}_{it} - \frac{\mu}{\chi + \mu} \tilde{v}_{it} \quad (10)$$

式(9)は、財市場の均衡に、銀行貸出市場がどのような影響を与えるのかを示している。この式によれば、銀行貸出は GDP に正の影響を与えることが分かる。

式(10)は、銀行貸出市場の均衡に、貨幣市場がどのような影響を与えるのかを示している。この式によれば、GDP は、銀行貸出に正の影響を与えることが分かる。又、自己資本比率は、銀行貸出に正の影響を与えることも分かる。

α が 0 か否かを検証するには、基本的には式(9)を推定して、銀行貸出にかかる係数が 0 か否かを検定すればよい。しかし、式(9)を単純に OLS 回帰すると、内生性バイアスが発生する。何故なら、式(10)を見ると分かるように、貸出量は式(9)の誤差項と直交しないからである。従って、銀行貸出が産出量に与える影響を検証するためには、操作変数推定を行う必要がある。

操作変数は、貸出量 $\tilde{l}_{it}$ と相関し、式(9)の誤差項と直交するものを選べばよい。このような基準を満たすものとして真っ先に思い浮かぶのは、自己資本比率 $\tilde{c}\tilde{a}p_{it-1}$ であろう。この操作変数を選択すると、操作変数推定の一段階目における推定で、自己資本比率(銀行部門の脆弱性)が貸出供給に与える影響をも同時に検証できるという追加的なメリットもある。このような二段階推定を通じて、本論文における中心的話題である「銀行部門の脆弱性は貸出供給を通じて景気循環に影響を与えていたのか」という命題を検証することが可能となるのである。

さらに本論文では、Driscoll に従い、貨幣需要ショック $\tilde{\varepsilon}_{it}$ をも、銀行貸出 $\tilde{l}_{it}$ の操作変数として採用する。この操作変数を選択することのメリットは、操作変

数推定の一段階目における推定で、「預金(貨幣)の思いがけない増加が、貸出を増加させるか?」という命題を検証することができることである。「正の貨幣需要ショック ε_{it} が預金(貨幣)の思いがけない増加」につながるリンケージは、Driscoll の p.456 の説明に従うと、以下のようなものである。ある都道府県 i に正の貨幣需要ショックが発生した場合、需給を調整すべき債券金利 r_t は全国で同一であるため、同金利の上昇は極めて限定的であると考えられる。その場合は、都道府県 i は正の貨幣需要ショックをアコモデートせざるを得ず、他の都道府県から都道府県 i に預金(貨幣)が流入する他はない。これが「預金(貨幣)の思いがけない増加」となるのである⁴。

「預金(貨幣)の思いがけない増加が、貸出を増加させる」という経路は、拡張的金融政策によりベースマネーが増加し、信用創造を通じて預金量が増加し、それが貸出供給を増加させて貸出金利が下落し、GDPが増加するという、いわゆるクレジット・チャンネルと整合的である。つまり、貨幣需要ショック ε_{it} が貸出に与える影響が有意に正であることは、クレジット・チャンネルが働くための必要条件となっているのである。

以上をまとめると、操作変数法による二段階推定を行うことで、以下の二つのことが検証できる。第一段階目の推定では、自己資本比率(銀行部門の脆弱性)、そして預金(貨幣)の思いがけない増加が貸出供給に与える影響を検証できる。そして第二段階目の推定で、第一段階目の推定で得られた銀行貸出の理論値を使うことで、貸出の増加が GDP の増加に寄与したかを検証できるのである。

3. 推定

3.1 データ

銀行貸出額は、「都道府県別経済統計」(日本銀行)の「金融機関別貸出残高(全国銀行、年度末残高)」よりとった。GDP(生産量)は、「県民経済計算」(内閣府経済社会総合研究所)の「県内総支出(名目値、68SNA ベース)」よりとった。

本論文における貨幣は、前節でも述べたように、貸出に充当できる銀行部門の負債と整合的である必要がある。そこで本論文では、貨幣として銀行預金額(=M2-現金通貨)を採用する。この銀行預金額は、「都道府県別経済統計」(日本銀行)の「金融機関別預貯金残高(全国銀行、年度末残高)」よりとった。この「預金残高(全国銀行)」は、要求払預金、定期性預金、公金預金、金融機関預金により構成される。

⁴ Driscoll(2004)においては明示的に記述されていないが、この経路が働くためには、貨幣需要ショックの発生に対して預金利子率 $r_{d,t}$ も固定的であることが必要である。

物価水準は、「消費者物価指数年報」(総務省統計局)の「消費者物価地域差指数(総合、都道府県庁所在地指数、暦年、2000年=100)」の「長期時系列データ(1970-2003)」を使用した。ただし、この指数は、全ての都道府県で、2000年の指数が100となっている。従って、2000年における都道府県の差異を考慮することで、この系列を修正する必要がある。この問題を解決するために、本論文では、「消費者物価指数年報」(総務省統計局)の「消費者物価地域差指数(総合、都道府県庁所在地指数、暦年、東京都都区部=100)」の「2000年単年データ」を用いて、この都道府県の差異を修正した。即ち、「2000年の単年データ」を用いて、東京都区部を基準(=1)とした都道府県ごとのウェイトを作成し、これを「長期時系列データ」に掛けるのである。以上の系列は、1989年の消費税導入、及び1997年の増税の影響を含んでいる。そこで、これら消費税の影響を控除した「消費税調整済系列」を作成し、基本的にはこの系列をデフレーターとして利用している⁵。

都道府県ごとの預金金利と自己資本比率のデータは公表されていない。そこで、本論文では、推定に必要なこれらの都道府県別のデータを、安孫子(2003)、Kano and Tsutsui (2003)等を参考にして、銀行の財務諸表から作成することを試みている。個々の銀行の財務データは、「NEEDS 日経金融財務データ」より得ている。

t 年度における都道府県 i の預金金利 $r_{d_{it}}$ については、個々の銀行の財務諸表に掲載されている預金利息、預金額を都道府県 i に関して集計し、 $r_{d_{it}} = (\text{都道府県 } i \text{ の } t \text{ 年度の預金利息}) / (\text{都道府県 } i \text{ の } t-1 \text{ 年度末の預金額})$ のようにして求めた⁶。分母が「 $t-1$ 年度末」の値となっている理由は、 $t-1$ 年度末の預金額に対して、 t 年度の預金利息が発生すると考えているからである。尚、個々の銀行の預金利息は、有価証券報告書の「損益計算書」より得ることができる。

t 年度における都道府県 i の自己資本比率 cap_{it} については、個々の銀行の財務諸表に掲載されている資本額、貸出額を都道府県 i に関して集計し、 $cap_{it} = (\text{都道府県 } i \text{ の } t \text{ 年度末の自己資本額}) / (\text{都道府県 } i \text{ の } t \text{ 年度末の貸出額})$ のようにして求めた。個々の銀行の自己資本額は、有価証券報告書の「貸借対照表」よりとった。

貨幣(預金)残高、貸出額、地価については、「消費税調整済」の消費者物価指数で実質化した。名目 GDP のデータには、消費税導入の効果が含まれている。そこで、できるだけ変数の加工を行わないようにするために、名目 GDP に関してのみ、消費税調整をしていない消費者物価指数で実質化されている。名目 GDP については、GDP デフレーターで実質化するべきなのかもしれない。しかしな

⁵ 名目変数をデフレートする方法は、後に詳しく説明される。

⁶ 都道府県別の集計の詳しい方法については、付録を参照のこと。

がら、1987 年度以前の同データに欠損値(岡山県等)があり、利用できなかった。預金金利については、前期から今期にかけてのインフレ率(「消費税調整済」の消費者物価指数から計算)で実質化した⁷。

サンプル期間は、GDP(68SNA)のデータが 1999 年度までしか利用できないことから、1976 年度から 1999 年度とした。全都道府県の数 は 47 である。期種は年次データである。以上のデータに関するサンプル統計量については、表 1 にまとめられている。

3.2 推定方法

「銀行部門の自己資本比率は貸出供給を通じて景気変動に影響を与えていたか」という事象を検証するため、式(9)を操作変数法によって推定する。前に述べたように、銀行貸出に関する操作変数は、自己資本比率、貨幣需要ショックである。

まず、第一段階目の推定においては、銀行貸出を自己資本比率、貨幣需要ショックに回帰させる。推定方法は pooled OLS である。次に、第二段階目の推定として、GDP(産出量)を銀行貸出に回帰させる。推定方法は、操作変数法である。操作変数は、上記で述べたとおりである。本論文では自己資本比率等も操作変数に含めているため、過剰識別となっている(Driscoll においては丁度識別)。従って、Sargan 統計量による過剰識別性の検定にパスするか否かが重要となる。識別のための条件 $\text{Cov}[\varepsilon_{it}, z_{it}] = \text{Cov}[\varepsilon_{it}, v_{it}] = 0$ が満たされていなかったり、自己資本比率が誤差項と直交していなかったりした場合には、過剰識別性の検定にはパスしないはずである。

実際にパネル推定を行う際には、都道府県の個別効果をコントロールする必要がある。本論文においては、Anderson and Hsiao(1981)が提唱したように、1 階の階差をとることにより、各都道府県に固有の効果を除去することにする。また、このことは、変数に潜んでいると考えられるトレンドを除すという意味も含まれている(Dicky and Fuller(1979))。尚、本論文における推定式は、各年のクロスセクション平均が差し引かれているため、年度ダミーを入れて時間効果をコントロールする必要はない。

推定においては、バブル期で経済に構造変化が起こっている可能性を考慮し、バブル崩壊以前のサンプル期間として 1978 年度から 1990 年度まで、バブル崩壊以降のサンプル期間として 1991 年度から 1999 年度までにサンプルを分割した分析も行っている。尚、実際に操作変数推定する際には、差分をとり、回帰式に 1 期のラグを含めるので、実際に必要となるサンプル期間は、前者が 1976 年度から 1990 年度まで、後者が 1989 年度から 1999 年度までとなっている。

⁷ つまり、インフレ期待については「適応的期待形成」を仮定している。

表 1-1 サンプル統計量（全期間 1976-1999）

（変数）	平均	標準偏差	最小値	最大値
L	705.232	2294.637	24.760	2.085E+4
D	695.695	1600.645	34.570	1.516E+4
GDP	786.746	1116.175	75.262	8.608E+3
CAP	5.492	1.051	2.178	8.865
RD	3.547	1.645	0.240	8.083
CPI	80.7	11.1	53.1	101.4

（注）サンプル数は 1128 である。E+n は、 10^n を示している。上記表 1 の単位は、L（貸出額）、D（預金額）、GDP（生産量）は百億円、CAP（自己資本比率）、RD（預金金利）は%、CPI（消費者物価指数）は「2000 年の東京都区部を 100」とする指数である。

表 1-2 サンプル統計量（バブル崩壊以前 1976-1990）

（変数）	平均	標準偏差	最小値	最大値
L	525.275	1770.703	24.760	1.991E+4
D	546.663	1381.052	34.570	1.516E+4
GDP	633.007	898.311	75.262	8.441E+3
CAP	5.192	0.963	3.276	8.865
RD	4.474	0.839	2.640	8.083
CPI	74.2	9.0	53.1	92.8

（注）サンプル数は 705 である。その他の説明については、表 1-1 の注を参照。

表 1-3 サンプル統計量（バブル崩壊以降 1991-1999）

（変数）	平均	標準偏差	最小値	最大値
L	1005.160	2947.351	86.340	2.085E+4
D	944.081	1887.191	133.510	1.401E+4
GDP	1042.979	1369.552	191.464	8.608E+3
CAP	5.991	1.001	2.178	8.780
RD	2.002	1.491	0.2404	5.778
CPI	91.5	3.1	83.4	101.4

（注）サンプル数は 423 である。その他の説明については、表 1-1 の注を参照。

表 2 1 階の階差をとった式 (5) の推定

	1977-1999 (全期間)	1977-1990 (バブル崩壊以前)	1990-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it}$	0.188*** (5.537)	0.170*** (4.191)	0.158** (2.245)
$\Delta \tilde{r}_{it}^d$	2.385E-3** (2.160)	5.794E-4 (0.417)	5.775E-3*** (2.850)
サンプル数	1081	658	470

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は pooled OLS である。被説明変数は $\Delta(\tilde{m}_{it} - \tilde{p}_{it})$ である。

3.3 貨幣需要ショック系列の作成

本論文では、貸出額 $\Delta \tilde{l}_{it}$ の操作変数の 1 つである貨幣需要ショック $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}$ の代理変数として、1 階の階差をとった式(5)を「パネル推定」して得られた残差系列(以後、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ と記す)を採用した。

又、その他の貨幣需要ショック $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}$ の代理変数としては、1 階の階差をとった式(5)を「都道府県別」に推定して得られた残差系列を用いるという方法もある。このことによるメリットは、都道府県に特有な貨幣需要ショックに、他の都道府県の情報が反映されないことである。本論文では、このようにして得られた系列(以後、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ と記す)でも、操作変数推定を行っている。

その他の作成方法としては、1 階の階差をとらない式(5)を「パネル」、あるいは「都道府県別」に推定して残差系列を作成し、その差分をとることで作成することも考えられる。そこで、このような手法で作成された貨幣需要ショックを用いて操作変数推定を行ってみたが、両方のケースで、符号条件が有意に異なり、過剰識別性条件が満たされないという結果を得てしまった。これは、階差をとらないことで、固別効果によるバイアスが含まれてしまったことが原因である可能性が考えられる⁸。

1 階の階差をとった式(5)を「パネル推定」した結果が表 2 に、「都道府県別」に推定した結果が図 2 に表されている。推定方法は pooled OLS で、標本期間は 1977 年度から 1999 年度(全期間)、1977 年度から 1990 年度(バブル崩壊以前)、及び 1990 年度から 1999 年度(バブル崩壊以降)である⁹。

⁸ Driscoll は、貨幣需要ショックの代理変数として、1 階の階差をとらない式(5)を「都道府県別」に推定して残差系列を作成し、その差分をとることで作成した系列を採用している。

⁹ 3.2 節でも述べたように、操作変数推定の際には回帰式に 1 期のラグを含めるため、ここではバブル崩壊後のサンプル期間を 1990 年度から 1999 年度までとしている。

图2-1 系数分布(1977-1999)

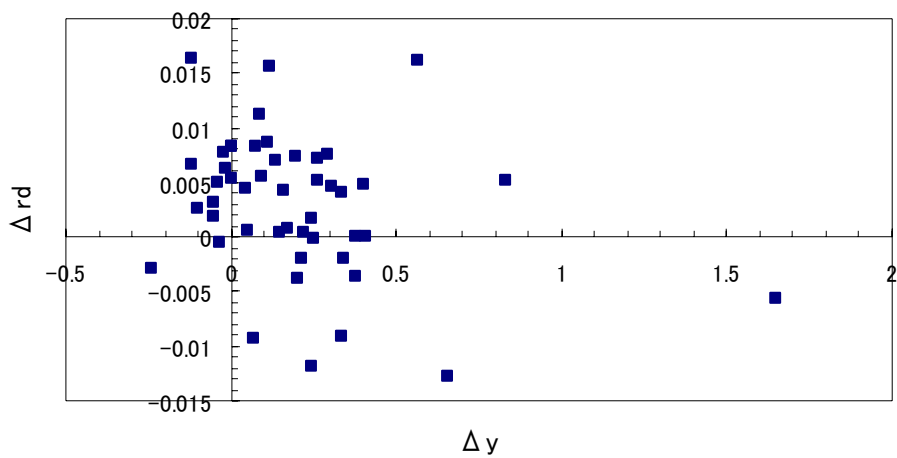


图2-2 系数分布(1977-1990)

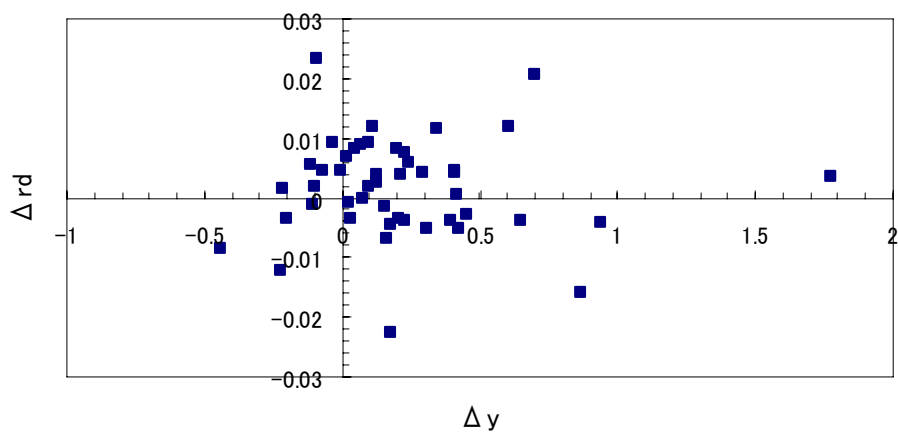
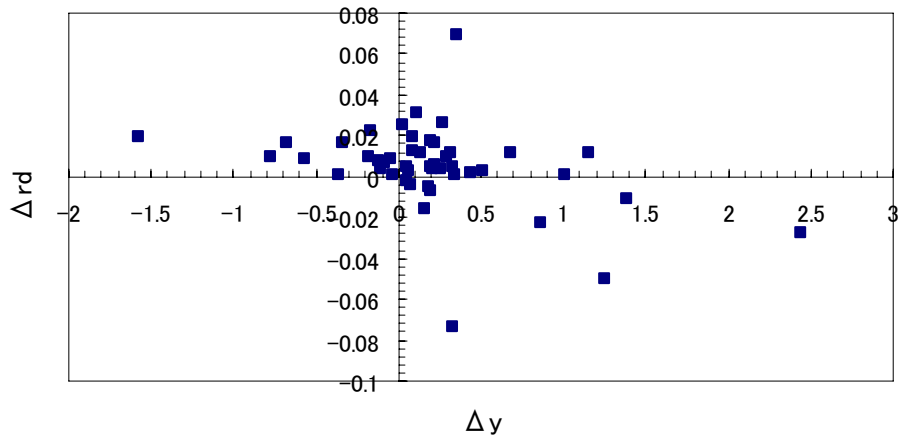


图2-3 系数分布(1990-1999)



まず、「パネル推定」した場合の結果(表 2)をみると、全ての係数の符号条件が満たされ、バブル崩壊以前における $\Delta \tilde{r}_{it}^d$ にかかる係数を除いては有意となっている。バブル崩壊以前における $\Delta \tilde{r}_{it}^d$ にかかる係数が有意でないのは、日本において預金金利が自由化されたのが 1993 年 6 月以降であることが影響しているのかもしれない。

次に、「都道府県別に推定」した場合の結果(図 2)をみると、係数の符号条件が満たされていないケースが多数確認できる。従って、このことが、操作変数による推計結果に悪影響を及ぼしている可能性があることに注意しなければならない。

4. 推定結果

4.1 第一段階目の推定

3.4 節でも述べたが、式(9)を操作変数法で推定する前に、銀行貸出を自己資本比率、貨幣需要ショックに回帰させ、これらの変数が銀行貸出にどのような影響を与えていたのかを分析する。推定方法は **pooled OLS** である。推定は、説明変数に「前期の自己資本比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む定式化(以後モデル 1)と、モデル 1 から「今期の貨幣需要ショック」を落とした定式化(以後モデル 2)、モデル 1 に「前期の GDP」を含めた定式化(以後モデル 3)、モデル 2 に「前期の GDP」を含めた定式化(以後モデル 4)で行っている。モデル 2 のような定式化を行った理由は、今期の貨幣需要ショックと二段階目の推定における誤差項が、同時点間における相関を有している可能性があるからである。又、モデル 3、4 のような定式化を行った理由は、二段階目の推定において、誤差項の系列相関を考慮するためである。貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ (貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られた貨幣需要ショック)を使用した場合の推定結果が表 3、同ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ (貨幣需要関数の係数が都道府県で異なることを許容して得られた貨幣需要ショック)を使用した場合の推定結果が表 4 にまとめられている。

$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ を用いた場合の表 3 より考察しよう。以下は、定式化がモデル 1 の場合の結果である。第一に、前期の自己資本比率については、全期間、及びバブル崩壊以降においては、今期の貸出に対して有意に正の影響を与えており、符号条件と整合的である。しかしながら、バブル崩壊以前においては、有意性が失われてしまった。これは、バブル崩壊以前においては、銀行は貸出を行う際にそれほど自己資本比率を意識しなかったことを反映しているのかもしれない。全期間においては、前期の自己資本比率にかかる係数は **0.005245** であった。

表 3-1 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 1)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{cap}_{it-1}$	5.245E-3** (2.220)	-1.679E-3 (-0.373)	9.491E-3*** (3.623)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$	0.427*** (13.332)	0.502*** (12.580)	0.302*** (5.720)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.289*** (9.118)	0.399*** (8.870)	0.198*** (4.541)
F 統計量	174.210***	139.805***	52.673***
サンプル数	1034	611	423

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は pooled OLS である。被説明変数は $\Delta \tilde{l}_{it}$ である。 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られた貨幣需要ショックである。モデル 1 では、説明変数に「前期の自己資本比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。F 統計量に関する帰無仮説は「すべての係数が 0」である。

表 3-2 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 2)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{cap}_{it-1}$	6.568E-3** (2.569)	-2.890E-3 (-0.572)	0.0109*** (4.042)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.390*** (11.731)	0.487*** (9.764)	0.288*** (6.821)
F 統計量	145.735***	96.439***	67.546***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 2 では、説明変数に「前期の自己資本比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 3-1 の注を参照。

表 3-3 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 3)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{y}_{it-1}$	0.141*** (4.123)	0.138*** (3.381)	0.103* (1.650)
$\triangle \tilde{cap}_{it-1}$	5.350E-3** (2.280)	-1.832E-3 (-0.410)	9.610E-3*** (3.674)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^a$	0.407*** (12.664)	0.480*** (11.980)	0.291*** (5.481)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.293*** (9.327)	0.398*** (8.930)	0.201*** (4.615)
F 統計量	123.609***	98.611***	36.167***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 3 では、説明変数に「前期の産出量、前期の自己資本比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 3-1 の注を参照。

表 3-4 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 4)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{y}_{it-1}$	0.206*** (5.670)	0.216*** (4.837)	0.146** (2.274)
$\triangle \tilde{cap}_{it-1}$	6.627E-3*** (2.631)	-3.049E-3 (-0.615)	0.0110*** (4.097)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.390*** (11.898)	0.480*** (9.793)	0.288*** (6.847)
F 統計量	91.138***	61.692***	36.694***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 4 では、説明変数に「前期の産出量、前期の自己資本比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 3-1 の注を参照。

表 4-1 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル 1)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{cap}_{it-1}$	5.158E-3** (2.126)	-1.257E-3 (-0.267)	9.624E-3*** (3.599)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$	0.409*** (11.915)	0.480*** (10.892)	0.300*** (5.115)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$	0.285*** (8.406)	0.389*** (7.778)	0.211*** (4.318)
F 統計量	140.128***	103.479***	42.449***
サンプル数	1034	611	423

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は pooled OLS である。被説明変数は $\Delta \tilde{l}_{it}$ である。 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で異なることを許容して得られた貨幣需要ショックである。モデル 1 では、説明変数に「前期の自己資本比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。F 統計量に関する帰無仮説は「すべての係数が 0」である。

表 4-2 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル 2)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{cap}_{it-1}$	6.540E-3** (2.532)	-3.110E-3 (-0.606)	0.0110*** (4.005)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$	0.376*** (10.665)	0.462*** (8.541)	0.285*** (5.910)
F 統計量	121.679***	74.016***	55.418***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 2 では、説明変数に「前期の自己資本比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 4-1 の注を参照。

表 4-3 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル 3)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{y}_{it-1}$	0.155*** (4.424)	0.152*** (3.596)	0.126** (1.992)
$\triangle \tilde{cap}_{it-1}$	5.269E-3** (2.192)	-1.461E-3 (-0.314)	9.740E-3*** (3.654)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^b$	0.389*** (11.327)	0.456*** (10.346)	0.291*** (4.976)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$	0.290*** (8.616)	0.387*** (7.815)	0.214*** (4.382)
F 統計量	101.625***	74.650***	29.821***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 3 では、説明変数に「前期の産出量、前期の自己資本比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 4-1 の注を参照。

表 4-4 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル 4)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{y}_{it-1}$	0.206*** (5.670)	0.217*** (4.782)	0.149** (2.293)
$\triangle \tilde{cap}_{it-1}$	6.627E-3*** (2.631)	-3.272E-3 (-0.649)	0.0111*** (4.059)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$	0.390*** (11.898)	0.454*** (8.541)	0.286*** (5.948)
F 統計量	91.138***	49.769***	30.618***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 4 では、説明変数に「前期の産出量、前期の自己資本比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 4-1 の注を参照。

このことは、ある都道府県の 1 期前の自己資本比率の増加率がその全国平均より 1%大きいと、今期の貸出の増加率はその全国平均より 0.005245%だけ大きくなることを意味する。

第二に、今期の貨幣需要ショック($\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$)については、3 つの標本期間の全てにおいて貸出に対して有意に正の影響を与えており、符号条件と整合的である。従って、正の貨幣需要ショックが発生して預金がいけず増加すると、銀行のバランスシートを通じて、貸出供給は増加することを確認できた。尚、このことは 1 期のラグについても同様のことが言えることから、この効果は持続的に働くことが分かる。今期の貨幣需要ショックにかかる係数は、全期間においては 0.427 であった。このことは、ある都道府県の今期の貨幣需要ショックの伸び率がその全国平均より 1%大きいと、貸出の伸び率はその全国平均より約 0.427%大きくなることを意味する。今期の貨幣需要ショックにかかる係数を期間別に見ると、バブル崩壊以前における係数が 0.502 であるのに対して、バブル崩壊以降では 0.302 となっている。これは、バブル崩壊以降の 90 年代においては、リスクをとれなくなった銀行が、預金を危険資産である貸出に回さずに、安全な国債等で運用するようになったことを反映しているのかもしれない。又、二節においても指摘したように、貨幣需要ショック $\tilde{\varepsilon}_{it}$ が貸出に与える影響が有意に正であるという実証結果は、クレジット・チャンネルが働くための素地があったということを示していることにも注意しよう。

尚、「全ての係数が 0」を帰無仮説とする F 統計量は、全ての標本期において 1%の有意水準で棄却される。従って、二段階目の操作変数推定における「weak instruments」(Staiger and Stock(1997))の問題は、それほど深刻とされないと考えられる。ただし、上でも見たように、バブル崩壊以前においては、前期の自己資本比率にかかる係数が有意でなかった。従って、バブル崩壊以前の標本期間において、モデル 1 における変数を第二段階における操作変数推定に用いると、推定に失敗する可能性を指摘できる。

以上の結果は、定式化がモデル 2、モデル 3、モデル 4 の場合でも基本的には変わらない。又、貨幣需要関数の係数が都道府県で異なることを許容して得られる $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ を用いた場合の表 4 の結果についても、表 3 の結果とそれほど変わらなかった。従って、図 2 に見られた、式(5)における係数の符号条件が満たされていないことによる悪影響は、第一段階ではそれほど深刻ではなかったと言える。

4.2 第二段階目の推定

次に、式(9)を操作変数法で推定する。内生変数は今期の貸出額である。操作変数は、モデル 1 においては「前期の自己資本比率、今期と前期の貨幣需要シ

ショック」、モデル 2 においては「前期の自己資本比率、前期の貨幣需要ショック」(モデル 1 から今期の貨幣需要ショックを落としたもの)、モデル 3 においては「前期の GDP、前期の自己資本比率、今期と前期の貨幣需要ショック」(モデル 1 に前期の GDP を加えたもの)、モデル 4 においては「前期の GDP、前期の自己資本比率、前期の貨幣需要ショック」(モデル 2 に前期の GDP を加えたもの)である。全てのモデルは過剰識別(over identified)である。貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_it^a$ (貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られる)を使用した場合の推定結果が表 5、同ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_it^b$ (貨幣需要関数の係数が都道府県で異なることを許容して得られる)を使用した場合の推定結果が表 6 にまとめられている。

$\Delta \tilde{\varepsilon}_it^a$ を用いた場合の表 5 から見てみよう。全てのモデル(モデル 1~4)において、3 つの標本期間(全期間、バブル崩壊以前、バブル崩壊以降)の全てで、銀行貸出額が GDP に対して有意に正の影響を与えている。例えば、モデル 1 においては、同貸出額にかかる係数は、全期間において 0.113 であった。このことは、ある都道府県の貸出額の伸び率がその全国平均より 1%大きいと、今期の GDP の増加率はその全国平均より 0.113%だけ大きくなることを意味する。

上記の操作変数推定(表 5)において、過剰識別性制約が満たされているかを確認しよう。モデル 2 とモデル 4 においては、Sargan 統計量の p 値は 10%以上であり、過剰識別性制約に関する検定にパスしている。しかしながら、モデル 1 とモデル 3 においては、Sargan 統計量の p 値は 10%以下であり、過剰識別性制約に関する検定にパスしていない。その理由は、4.1 節での一段階目の推定のところで述べたように、今期の貨幣需要ショックと二段階目の推定における誤差項が、同時点間における相関を有していたからであろうと推察される。

又、モデル 3 及びモデル 4 においては、二段階目の推定における誤差項の系列相関を考慮するため、同推定式に前期の GDP を含めていた。しかし、パネル推定においては、被説明変数の自己ラグが推定式に含まれる場合、係数推定値の一致性が失われてしまう可能性があることに注意しなければならない(いわゆる「ダイナミック・パネル」の問題)。そこで、モデル 3(自己ラグあり)とモデル 1(自己ラグなし)、及びモデル 4(自己ラグあり)とモデル 2(自己ラグなし)の結果を比較してみると、それらの間に大きな差は見られなかった。従って、今回に限って言えば、この「ダイナミック・パネル」の問題は、推計結果に深刻な影響を与えていなかったと考えられる¹⁰。

¹⁰ 「ダイナミック・パネル」の問題が生じていなかったことは、モデル 4 が過剰識別性制約に関する検定にパスしていることからサポートされる。何故なら、このことは同モデルにおける説明変数(自己ラグを含む)が外生的であることを示唆するからである。

表 5-1 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ と $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 1)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.113** (2.390)	0.0965* (1.676)	0.199*** (2.641)
Sargan 統計量	16.398***	8.776**	5.595*
[p 値]	[0.000]	[0.0124]	[0.0610]
サンプル数	1034	611	423

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は操作変数法である。被説明変数は $\Delta \tilde{y}_{it}$ である。モデル 1 の操作変数は「 $\Delta \tilde{c}ap_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られる貨幣需要ショックである。Sargan 統計量に関する帰無仮説は「過剰識別性制約が満たされる」である。

表 5-2 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 2)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.307*** (4.444)	0.272*** (3.085)	0.295*** (3.159)
Sargan 統計量	4.429E-3	1.583	1.834
[p 値]	[0.947]	[0.208]	[0.176]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 2 の操作変数は「 $\Delta \tilde{c}ap_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。その他の説明については、表 5-1 の注を参照。

表 5-3 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ と $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 3)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0321 (-1.015)	-0.0378 (-0.914)	-0.0174 (-0.352)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.123** (2.524)	0.107* (1.786)	0.203*** (2.656)
Sargan 統計量	15.719***	8.443**	5.490*
[p 値]	[0.000]	[0.0147]	[0.0643]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 3 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{cap}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。その他の説明については、表 5-1 の注を参照。

表 5-4 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 4)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0703** (-2.073)	-0.0767* (-1.729)	-0.0304 (-0.594)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.308*** (4.453)	0.277*** (3.095)	0.294*** (3.153)
Sargan 統計量	5.877E-3	1.632	1.862
[p 値]	[0.939]	[0.202]	[0.172]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 4 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{cap}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。その他の説明については、表 5-1 の注を参照。

表 6-1 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル 1)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.0973* (1.896)	0.0653 (1.016)	0.164** (2.013)
Sargan 統計量	11.543***	4.971*	1.889
[p 値]	[0.003]	[0.0833]	[0.389]
サンプル数	1034	611	423

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は操作変数法である。被説明変数は $\Delta \tilde{y}_{it}$ である。モデル 1 の操作変数は「 $\Delta \tilde{c}ap_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ 」である。 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で異なることを許容して得られた貨幣需要ショックである。Sargan 統計量に関する帰無仮説は「過剰識別性制約が満たされる」である。

表 6-2 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル 2)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.274*** (3.686)	0.206** (2.097)	0.221** (2.227)
Sargan 統計量	2.754E-3	1.417	0.777
[p 値]	[0.958]	[0.234]	[0.378]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 2 の操作変数は「 $\Delta \tilde{c}ap_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ 」である。その他の説明については、表 6-1 の注を参照。

表 6-3 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル 3)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0288 (-0.900)	-0.0303 (-0.720)	-0.0121 (-0.246)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.106** (2.013)	0.0739 (1.103)	0.166** (2.017)
Sargan 統計量	11.064***	4.808*	1.862
[p 値]	[0.004]	[0.0904]	[0.394]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 3 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{c}ap_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ 」である。その他の説明については、表 6-1 の注を参照。

表 6-4 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル 4)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0633* (-1.854)	-0.0614 (-1.358)	-0.0199 (-0.395)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.273*** (3.692)	0.210** (2.104)	0.221** (2.226)
Sargan 統計量	2.038E-3	1.455	0.785
[p 値]	[0.964]	[0.228]	[0.376]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル 4 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{c}ap_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ 」である。その他の説明については、表 6-1 の注を参照。

最後に、貨幣需要ショックとして $\Delta \tilde{\varepsilon}_t^b$ を用いた場合の表 6 の結果について見てみよう。全てのモデル(モデル 1~4)において、3 つの標本期間(全期間、バブル崩壊以前、バブル崩壊以降)の全てで、今期の銀行貸出にかかる係数の有意性の水準が低くなってしまった。しかしながら、全体的な結論は、表 5 の結果と大きくは異なっていない。

4.3 推定結果のまとめ

以上の推定結果は、以下のようにまとめられる。まず、一段階目の推定からは、今期と前期の預金が予期せずに増えた場合、三つの期間の全てにおいて、今期の貸出供給は増加することが明らかにされた。又、バブル崩壊後(及び全期間)においては、前期の自己資本比率の上昇も、今期の貸出供給の増加に寄与することが示された。そして、二段階目の推定においては、これらのことによる今期の貸出の増加が、同じ期の生産量を押し上げることが実証された。

これらの実証結果を現実のデータ(図 1)と照らし合わせてみると、90 年代の日本経済が辿ってきた姿が以下のように明らかになってくる。すなわち、バブルの崩壊によって発生した自己資本比率の低下(銀行部門の脆弱性の悪化)は、銀行貸出の下落を招き、そのことが景気の下振れの原因の一つとなったのである。さらに、一段階目の推定における、貨幣需要ショック $\tilde{\varepsilon}_t$ が貸出に与える影響が有意に正であるという実証結果、つまりクレジット・チャンネルが働くための素地があったという事実は、以下のようなことを想起させる。つまり、バブル崩壊以降、大幅な金融緩和政策により信用創造を通じて貨幣(預金)が増加したとしても、そのことが景気に与える正の効果は、自己資本比率の下落(銀行部門の脆弱性の悪化)によって打ち消されていた可能性があるのである。

4.4 頑強性の確認

式(1)–(4)においては、銀行の支店が所在している都道府県を越えて営業活動をしていることは想定されていなかった。しかしながら、現実には、特に大都市を抱える都道府県において、このようなことは観察されるであろう。

Kano and Tsusui(2003)は、日本における銀行貸出市場が、都道府県ごとに分断されているかの検定を行っている。その結果、地方銀行の貸出市場は分断されていないことを明らかにしている。

そこで、この問題に対処するため、本論文では二つのアプローチを試みる。第一に、「東京都、愛知県、大阪府」の 3 つの大都市圏における銀行貸出市場について、特に分断されていないと考え、これらの 3 都道府県を落として推定するというものである。第二に、都道府県を「東北、関東、北陸、東海、関西、中国、四国、九州」の 8 つの地域別に集計し、推定するというものである。

まず、前者における 3 都道府県「東京都、愛知県、大阪府」を落として推計した結果が、表 7、表 8 である。この推定においては、貨幣需要ショックとして $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ を用いた¹¹。操作変数は、4.2 節で説明したモデル 1 からモデル 4 で用いたものと同じである。結果は、全都道府県のデータを用いた場合とほとんど変わらなかった¹²。

次に、後者における都道府県を 8 つの地域別に集計しての推定であるが、実際に推定を実行してみたところ、ほとんどの係数の有意性が失われてしまった。これは、サンプル数が少なくなったということと、集計することにより、都道府県に特有の効果が打ち消されてしまったことが原因であると推察される。

4.5 既存研究との比較

まず、日本における集計データを用いて VAR 分析を行った小川(2000)、Bayoumi(2003)の結果と比較しよう。小川、Bayoumi によって得られた結果は、銀行貸出が産出量(設備投資)に与える影響の重要性を指摘するものであった。従って、本論文で得られた結論は、これらの結果と整合的である。さらに本論文においては、都道府県別のパネルデータを用いており、幅広い経済主体の情報が反映されている。又、二段階推定を行うことにより、銀行貸出を通じた経路において自己資本比率が重要な役割を果たした可能性も明らかになっている。これらの点は、この分野のリテラチャーに対する貢献になり得よう。

次に、アメリカにおける州別パネルデータを用いた研究である Driscoll(2004)の結果と比較しよう。本論文と異なり、Driscoll は銀行貸出の操作変数として、貨幣需要ショックのみを用いている。Driscoll における一段階目の推定結果は、「思いがけない預金(貨幣)の増加は有意に貸出に正の影響を与えている」というものであり、本論文と整合的である。しかしながら、Driscoll における二段階目の推定結果は、「貸出供給の増加は GDP に有意な影響を与えない」というものであり、本論文で得られた結果と異なっている。この結果の差異は、おそらく日本においては銀行貸出に依存する企業の割合が大きいが、アメリカにおいてはそうではないということを反映しているのかもしれない。このことを立証するためには、企業規模別のデータを利用するなどして、さらなる実証研究を積み重ねていく必要がある。

¹¹ 貨幣需要ショックとして $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ を用いて頑健性の確認を行ってみたが、結果は $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ を使った場合とほとんど変わらなかった。

¹² 都道府県を落とすことは、アコモデートされた貨幣需要ショックによって他の都道府県より預金が入流するという本論文における本質的な想定が失われてしまう危険性をはらんでいる。従って、銀行貸出市場の分断を担保するために都道府県を安易に落とす操作を行うことに、筆者は反対である。

表 7-1 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 1、頑健性の確認)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{c\tilde{a}p}_{it-1}$	4.891E-3* (1.929)	-1.461E-3 (-0.314)	9.313E-3*** (3.279)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$	0.445*** (12.672)	0.517*** (12.105)	0.287*** (4.676)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.286*** (8.216)	0.402*** (8.284)	0.164*** (3.395)
F 統計量	142.450***	123.900***	31.565***
サンプル数	968	572	396

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は pooled OLS である。被説明変数は $\Delta \tilde{l}_{it}$ である。頑健性の確認では、3 都道府県「東京都、愛知県、大阪府」は落として推計されている。 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られた貨幣需要ショックである。モデル 1 では、説明変数に「前期の自己資本比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。F 統計量に関する帰無仮説は「すべての係数が 0」である。

表 7-2 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 2、頑健性の確認)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{c\tilde{a}p}_{it-1}$	7.209E-3*** (2.641)	-7.019E-3 (-0.135)	0.0113*** (3.908)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.370*** (10.036)	0.482*** (8.950)	0.229*** (4.815)
F 統計量	106.705***	80.674***	39.186***
サンプル数	968	572	396

(注) モデル 2 では、説明変数に「前期の自己資本比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 7-1 の注を参照。

表 7-3 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 3、頑健性の確認)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{y}_{it-1}$	0.124*** (3.509)	0.140*** (3.345)	0.0383 (0.585)
$\triangle c\tilde{a}p_{it-1}$	5.054E-3** (2.005)	-1.353E-3 (-0.293)	9.355E-3*** (3.290)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^a$	0.428*** (12.107)	0.494*** (11.513)	0.284*** (4.602)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.289*** (8.355)	0.403*** (8.370)	0.165*** (3.406)
F 統計量	100.185***	87.809***	21.122***
サンプル数	968	572	396

(注) モデル 3 では、説明変数に「前期の産出量、前期の自己資本比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 7-1 の注を参照。

表 7-4 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 4、頑健性の確認)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{y}_{it-1}$	0.186*** (4.949)	0.218*** (4.751)	0.0652 (0.975)
$\triangle c\tilde{a}p_{it-1}$	7.315E-3*** (2.712)	-5.866E-4 (-0.115)	0.0113*** (3.919)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.370*** (10.152)	0.478*** (9.029)	0.229*** (4.815)
F 統計量	66.893***	53.148***	20.066***
サンプル数	968	572	396

(注) モデル 4 では、説明変数に「前期の産出量、前期の自己資本比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 7-1 の注を参照。

表 8-1 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ と $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 1、頑健性の確認)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{I}_{it}$	0.106** (2.019)	0.0906 (1.479)	0.208** (2.134)
Sargan 統計量	12.287***	6.376**	4.704*
[p 値]	[0.00215]	[0.0413]	[0.0952]
サンプル数	968	572	396

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は操作変数法である。被説明変数は $\Delta \tilde{y}_{it}$ である。頑健性の確認では、3 都道府県「東京都、愛知県、大阪府」は落として推計されている。モデル 1 の操作変数は「 $\Delta \tilde{c\bar{a}p}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られる貨幣需要ショックである。Sargan 統計量に関する帰無仮説は「過剰識別性制約が満たされる」である。

表 8-2 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 2、頑健性の確認)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{I}_{it}$	0.314*** (3.842)	0.266*** (2.743)	0.335*** (2.649)
Sargan 統計量	2.680E-4	0.722	1.340
[p 値]	[0.987]	[0.395]	[0.247]
サンプル数	968	572	396

(注) モデル 2 の操作変数は「 $\Delta \tilde{c\bar{a}p}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。その他の説明については、表 8-1 の注を参照。

表 8-3 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ と $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 3、頑健性の確認)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0432 (-1.324)	-0.0411 (-0.963)	-0.0451 (-0.885)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.117** (2.177)	0.102 (1.602)	0.213** (2.171)
Sargan 統計量	11.512***	6.015**	4.495
[p 値]	[0.00316]	[0.0494]	[0.106]
サンプル数	968	572	396

(注) モデル 3 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{cap}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。その他の説明については、表 8-1 の注を参照。

表 8-4 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル 4、頑健性の確認)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0797** (-2.253)	-0.0789* (-1.709)	-0.0526 (-0.982)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.314*** (3.852)	0.269*** (2.759)	0.334*** (2.644)
Sargan 統計量	1.134E-5	0.712	1.367
[p 値]	[0.997]	[0.399]	[0.242]
サンプル数	968	572	396

(注) モデル 4 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{cap}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。その他の説明については、表 8-1 の注を参照。

5. 結論

本論文では、日本における都道府県別のパネルデータを利用し、銀行部門の脆弱性(自己資本比率)が貸出供給を通じて景気循環に影響を与えていたのかを検証した。日本における地域間の差異はかなり大きい、各都道府県の詳細な情報を用いた本論文のような分析は、日本経済の本当の姿を知るうえで極めて重要である。上記の問いに答えるため、本論文では、Driscoll(2004)による構造マクロ経済モデルに自己資本比率を組み入れ、二段階の操作変数推定を行った。一段階目の推定においては、銀行貸出を自己資本比率、貨幣需要ショックで回帰させた。尚、このモデルにおいては、「貨幣需要ショック」が「思いがけない預金の増加額」へとつながるため、同ショックを銀行貸出の操作変数に採用することで、金融政策のクレジット・チャンネルが働くための素地があるか否かの検証も行うことができる。そして、二段階目の推定においては、一段階目の説明変数を銀行貸出の操作変数として採用し、同貸出を GDP(産出量)に回帰させた。その結果、以下のことが明らかになった。

一段階目の推定においては、前期の自己資本比率が上昇し、今期と前期の預金が予期せずに増えた場合、今期の貸出が有意に増加することを確認できた。二段階目の推定においては、このことによる今期の貸出の増加は、同じ期の GDP(生産量)を有意に押し上げていたことが明らかになった。

さらに、一段階目の推定における、預金の予期せぬ増加が貸出に与える影響が有意に正であるという実証結果、つまりクレジット・チャンネルが働くための素地があったという事実は、以下のようなことを想起させる。つまり、バブル崩壊以降、仮に大幅な金融緩和政策により信用創造を通じて貨幣(預金)が増加したことがあったとしても、そのことが景気に与える正の効果は、地価の下落や不良債権比率の上昇によって打ち消されていた可能性が考えられるのである。

本論文によって得られた以上の実証結果は、日本経済が再生するための処方箋を与えてくれる。それは、銀行部門への公的資本注入や不良債権等の削減により同部門の脆弱性を改善すること、そして金融緩和(量的緩和を含む)を継続すること、これら二つの政策を同時に行うことである。このことにより、銀行部門による信用創造機能が息を吹き返し、貸出供給が増加し、最終的に景気は回復に向かうであろう。しかも、その効果は都市部のみにとどまらず、全国に広がっていくのである。

特に、日本銀行によるゼロ金利政策が実施された 1995 年以降においては、本論文の政策的含意は重要な意味を持ってくる。何故なら、低金利下において、流動性効果による金融政策がうまく働かないという、いわゆる「流動性のわな」

に日本経済が陥っていたとしても、貸出金利が 0 とならない限り、金融政策の銀行貸出を通じた経路、すなわちクレジット・チャンネルが働く余地はまだあるからである。

最後に、本論文がこれから取り組むべき課題について述べる。それは、モデルに生産部門を導入することである。本論文においては、中・短期の景気変動に着目し、生産は有効需要に合わせて決定されると考えていた。しかしながら、長期的には生産サイドが GDP に影響を与えることになろう。

生産部門を導入する利点は、大きく分けると二つある。一つ目の利点は、生産部門における効率性(TFP)や労働環境が景気循環に与える影響を分析できることである。例えば、Hayashi and Prescott(2002)は、日本における 90 年代の低成長は、企業の低い生産性及び労働時間の短縮(いわゆる時短)が主な原因であると主張している。このような議論が正しいか否かを判断するためにも、モデルに生産部門を導入して多面的な分析を行っていくという姿勢が建設的であるように思われる。

二つ目の利点は、物価水準(インフレ率)が内生化されることである。つまり、モデルに生産部門を導入すると、銀行貸出が物価水準に与える影響をも分析できるようになるのである。日本経済は、90 年後半からデフレーションを経験している。この物価下落を食い止めるために、このような研究は、極めて意義深いものとなるであろう。

(付録 1) 銀行部門の脆弱性の指標として不良債権比率を採用した場合の分析結果

本論文においては、銀行貸出市場における借入需要と貸出供給の識別問題をクリアーするため、銀行部門の脆弱性を表す指標 f_{it} として、同部門の自己資本比率 cap_{it-1} を採用している。しかしながら、現実の 90 年代の銀行貸出の停滞が景気変動に影響を与えていたかを考える上では、技術的な観点からは好ましくないにせよ、同指標として不良債権比率を用いることは非常に興味深い分析を可能にするだろう。そこで、付録 1 においては、同指標として不良債権比率を採用した分析を行ってみる。

銀行部門の不良債権比率が上昇すると脆弱性 f_{it} は増加(悪化)するから、ここでは本章第 2 節と同様にして $f_{it} = bad_{it-1} + (const.)$ という単純な線形関係を想定する。ただし、 bad_{it-1} は、 $t-1$ 期における都道府県 i の銀行部門の不良債権比率である。不良債権比率のデータについては、個々の銀行の財務諸表に掲載されている不良債権額、貸出額を都道府県 i に関して集計し、 $bad_{it} = (\text{都道府県 } i \text{ の } t \text{ 年度末の不良債権額}) / (\text{都道府県 } i \text{ の } t \text{ 年度末の貸出額})$ のようにして求めている。個々の銀行の不良債権額としては、有価証券報告書の「貸借対照表」より「貸倒引当金」を採用した(1999 年度までは「負債の部」、2000 年度以降は「資産の部」に計上されている)。小川(2003)は、90 年以降公表されている不良債権である「リスク管理債権(92 年度以降公表)」、「金融再生法に基づく不良債権(98 年度以降公表)」、「自己査定に基づく不良債権(98 年度以降公表)」と「貸倒引当金」は、高い正の相関を持っていると報告している。従って、不良債権の代理変数として「貸倒引当金」を採用することも正当化されよう。

分析については、本章 3.2 節で説明している通り、式(9)を二段階の操作変数法で推定することによって行われる。銀行貸出に関する操作変数は、不良債権比率、貨幣需要ショックである。まず、第一段階目の推定においては、銀行貸出を不良債権比率、貨幣需要ショックに回帰させる。推定方法は pooled OLS である。次に、第二段階目の推定として、GDP(産出量)を銀行貸出に回帰させる。推定方法は、操作変数法である。操作変数は、上記で述べたとおりである。

第一段階目の推定は、説明変数に「前期の不良債権比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む定式化(以後モデル A1)、モデル A1 から「今期の貨幣需要ショック」を落とした定式化(以後モデル A2)、モデル A1 に「前期の GDP」を含めた定式化(以後モデル A3)、モデル A2 に「前期の GDP」を含めた定式化(以後モデル A4)で行われる。貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ (貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られた貨幣需要ショック)を使用した場合の推定結果が表 9、同ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ (貨幣需要関数の係数が都道府県で異

なることを許容して得られた貨幣需要ショック)を使用した場合の推定結果が表 10 にまとめられている。

$\Delta \tilde{\varepsilon}_it^a$ を用いた場合の表 9 より考察しよう。以下は、定式化がモデル A1 の場合の結果である。第一に、前期の不良債権比率については、全期間、及びバブル崩壊以降においては、今期の貸出に対して有意に負の影響を与えており、符号条件と整合的である。しかしながら、バブル崩壊以前においては、有意性が失われてしまった。これは、バブル崩壊以前においては、銀行は貸出を行う際にそれほど不良債権比率を意識しなかったことを反映しているのかもしれない。第二に、今期の貨幣需要ショック($\Delta \tilde{\varepsilon}_it^a$)については、3 つの標本期間の全てにおいて貸出に対して有意に正の影響を与えており、符号条件と整合的である。尚、「全ての係数が 0」を帰無仮説とする F 統計量は、全ての標本期において 1% の有意水準で棄却される。

以上の結果は、定式化がモデル A2、モデル A3、モデル A4 の場合でも基本的に変わらない。又、貨幣需要関数の係数が都道府県で異なることを許容して得られる $\Delta \tilde{\varepsilon}_it^b$ を用いた場合の表 10 の結果についても、表 9 の結果とそれほど変わらなかった。

次に、第二段階目の推定として、GDP(産出量)を銀行貸出に回帰させる。内生変数は今期の銀行貸出額である。操作変数は、モデル A1 においては「前期の不良債権比率、今期と前期の貨幣需要ショック」、モデル A2 においては「前期の不良債権比率、前期の貨幣需要ショック」(モデル A1 から今期の貨幣需要ショックを落としたもの)、モデル A3 においては「前期の GDP、前期の不良債権比率、今期と前期の貨幣需要ショック」(モデル A1 に前期の GDP を加えたもの)、モデル A4 においては「前期の GDP、前期の不良債権比率、前期の貨幣需要ショック」(モデル A2 に前期の GDP を加えたもの)である。貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_it^a$ (貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られる)を使用した場合の推定結果が表 11、同ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_it^b$ (貨幣需要関数の係数が都道府県で異なることを許容して得られる)を使用した場合の推定結果が表 12 にまとめられている。

$\Delta \tilde{\varepsilon}_it^a$ を用いた場合の表 11 から見てみよう。モデル A1 のバブル崩壊以前を除き、全てのモデル(モデル A1~A4)において、銀行貸出額が GDP に対して有意に正の影響を与えている。これは、銀行部門の脆弱性を表す指標 f_{it} として同部門の自己資本比率 cap_{it-1} を採用して分析を行った本章 4.2 節の結果とほぼ同じである。しかしながら、過剰識別性制約の検定に関しては、本章 4.2 節の結果と異なりほとんどパスしていない。

貨幣需要ショックとして $\Delta \tilde{\varepsilon}_it^b$ を用いた場合の表 12 の結果について見てみよう。表 11 の結果と比べると、今期の銀行貸出にかかる係数の有意性の水準が低

くなってしまった。しかしながら、全体的な結論は、表 11 の結果と大きくは異なっていない。

以上の推定結果は、以下のようにまとめられるだろう。まず、一段階目の推定からは、今期と前期の預金が予期せずに増えた場合、三つの期間の全てにおいて、今期の貸出供給は増加することが明らかにされた。又、バブル崩壊後(及び全期間)においては、前期の不良債権比率の下落も、今期の貸出供給の増加に寄与することが示された。そして、二段階目の推定においては、これらのことによる今期の貸出の増加が、同じ期の生産量を押し上げることが実証された。すなわち、銀行部門の脆弱性を表す指標として同部門の不良債権比率を採用したとしても、本章 4.2 節の結果は大きくは変更されないことが明らかになった。

ただし、同指標として不良債権比率を採用した場合には、銀行貸出市場における借入需要と貸出供給の識別問題がクリアーできていない可能性があるため、上記の付録 1 における結果は過大に評価されているかもしれないことに注意しよう。何故なら、不良債権比率の上昇は同時に借手(需要側)の経営状態の悪化を意味するから、このことが借入需要を減退させているとすれば、貸出金利が下落することを通じて GDP に正の影響を与えているかもしれないからである。又、付録 1 における第二段階目の推定においては、過剰識別性制約の検定をほとんどパスしていない。これらの点を考慮すると、付録 1 の結果は、あくまでも大まかな感覚(rough feel)を示唆するものと考えたほうが良い。

表 9-1 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル A1)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta b\tilde{a}d_{it-1}$	-0.0110*** (-3.190)	-0.0160 (-1.021)	-0.0118*** (-3.570)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$	0.426*** (13.348)	0.501*** (12.555)	0.312*** (5.934)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.283*** (8.928)	0.397*** (8.817)	0.191*** (4.370)
F 統計量	177.703***	140.465***	52.443***
サンプル数	1034	611	423

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は pooled OLS である。被説明変数は $\Delta \tilde{l}_{it}$ である。 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られた貨幣需要ショックである。モデル A1 では、説明変数に「前期の不良債権比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。F 統計量に関する帰無仮説は「すべての係数が 0」である。

表 9-2 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル A2)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta b\tilde{a}d_{it-1}$	-0.0126*** (-3.388)	-0.0233 (-1.323)	-0.0126*** (-3.681)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.383*** (11.514)	0.484*** (9.695)	0.285*** (6.711)
F 統計量	151.270***	98.087***	64.434***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A2 では、説明変数に「前期の不良債権比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 9-1 の注を参照。

表 9-3 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル A3)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	0.138*** (4.046)	0.138*** (3.382)	0.0873 (1.395)
$\Delta \tilde{bad}_{it-1}$	-0.0107*** (-3.133)	-0.0162 (-1.039)	-0.0116*** (-3.511)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$	0.407*** (12.694)	0.479*** (11.955)	0.303*** (5.729)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.287*** (9.136)	0.396*** (8.877)	0.194*** (4.435)
F 統計量	125.691***	99.062***	35.689***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A3 では、説明変数に「前期の産出量、前期の不良債権比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 9-1 の注を参照。

表 9-4 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル A4)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	0.203*** (5.586)	0.216*** (4.834)	0.131** (2.027)
$\Delta \tilde{bad}_{it-1}$	-0.0121*** (-3.298)	-0.0230 (-1.332)	-0.0123*** (-3.593)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$	0.383*** (11.685)	0.477*** (9.726)	0.285*** (6.740)
F 統計量	93.447***	62.531***	34.509***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A4 では、説明変数に「前期の産出量、前期の不良債権比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 9-1 の注を参照。

表 10-1 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル A1)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{bad}_{it-1}$	-0.0110*** (-3.115)	-0.0196 (-1.195)	-0.0123*** (-3.655)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$	0.408*** (11.918)	0.479*** (10.885)	0.315*** (5.411)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$	0.279*** (8.216)	0.385*** (7.706)	0.203*** (4.122)
F 統計量	143.408***	104.390***	42.689***
サンプル数	1034	611	423

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は pooled OLS である。被説明変数は $\Delta \tilde{l}_{it}$ である。 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で異なることを許容して得られた貨幣需要ショックである。モデル A1 では、説明変数に「前期の不良債権比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。F 統計量に関する帰無仮説は「すべての係数が 0」である。

表 10-2 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル A2)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{bad}_{it-1}$	-0.0128*** (-3.396)	-0.0244 (-1.367)	-0.0127*** (-3.664)
$\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$	0.368*** (10.443)	0.459*** (8.470)	0.282*** (5.800)
F 統計量	127.370***	75.699***	52.567***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A2 では、説明変数に「前期の不良債権比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 10-1 の注を参照。

表 10-3 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル A3)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{y}_{it-1}$	0.152*** (4.349)	0.152*** (3.597)	0.110* (1.740)
$\triangle b\tilde{a}d_{it-1}$	-0.0107*** (-3.055)	-0.0196 (-1.210)	-0.0120*** (-3.577)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^b$	0.388*** (11.344)	0.455*** (10.340)	0.308*** (5.291)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$	0.284*** (8.426)	0.384*** (7.744)	0.205*** (4.183)
F 統計量	103.573***	75.273***	29.605***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A3 では、説明変数に「前期の産出量、前期の不良債権比率、今期と前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 10-1 の注を参照。

表 10-4 第一段階目の推定

(貨幣需要ショックに $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル A4)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{y}_{it-1}$	0.204*** (5.560)	0.217*** (4.779)	0.134** (2.047)
$\triangle b\tilde{a}d_{it-1}$	-0.0123*** (-3.304)	-0.0242 (-1.377)	-0.0124*** (-3.573)
$\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$	0.369*** (10.614)	0.451*** (8.472)	0.283*** (5.843)
F 統計量	80.990***	50.627***	28.577***
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A4 では、説明変数に「前期の産出量、前期の不良債権比率、前期の貨幣需要ショック」を含む。その他の説明については、表 10-1 の注を参照。

表 11-1 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ と $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル A1)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{l}_{it}$	0.101** (2.155)	0.0933 (1.623)	0.178** (2.372)
Sargan 統計量	16.915***	9.278***	7.073**
[p 値]	[0.000210]	[0.00967]	[0.0291]
サンプル数	1034	611	423

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は操作変数法である。被説明変数は $\triangle \tilde{y}_{it}$ である。モデル A1 の操作変数は「 $\triangle \tilde{b\ddot{a}d}_{it-1}$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で共通であるとの制約を課して得られる貨幣需要ショックである。Sargan 統計量に関する帰無仮説は「過剰識別性制約が満たされる」である。

表 11-2 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル A2)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{l}_{it}$	0.273*** (4.050)	0.259*** (2.968)	0.272*** (2.875)
Sargan 統計量	3.336*	2.692	3.785*
[p 値]	[0.0678]	[0.101]	[0.0517]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A2 の操作変数は「 $\triangle \tilde{b\ddot{a}d}_{it-1}$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。その他の説明については、表 11-1 の注を参照。

表 11-3 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ と $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル A3)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0296 (-0.935)	-0.0370 (-0.895)	-0.0145 (-0.294)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.110** (2.284)	0.103* (1.732)	0.183** (2.387)
Sargan 統計量	16.327***	8.955**	6.979**
[p 値]	[0.000280]	[0.0114]	[0.0305]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A3 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{bad}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^a$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。その他の説明については、表 11-1 の注を参照。

表 11-4 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ を使用した場合、モデル A4)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0637* (-1.898)	-0.0738* (-1.670)	-0.0277 (-0.543)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.276*** (4.075)	0.264*** (2.982)	0.275*** (2.885)
Sargan 統計量	3.170*	2.708*	3.695*
[p 値]	[0.0750]	[0.0999]	[0.0546]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A4 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{bad}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^a$ 」である。その他の説明については、表 11-1 の注を参照。

表 12-1 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル A1)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{l}_{it}$	0.0842* (1.655)	0.0600 (0.935)	0.139* (1.715)
Sargan 統計量	11.758***	5.408*	2.959
[p 値]	[0.00280]	[0.0669]	[0.228]
サンプル数	1034	611	423

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。推定方法は操作変数法である。被説明変数は $\triangle \tilde{y}_{it}$ である。モデル A1 の操作変数は「 $\triangle \tilde{b}ad_{it-1}$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ 」である。 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ は、貨幣需要関数の係数が都道府県で異なることを許容して得られた貨幣需要ショックである。Sargan 統計量に関する帰無仮説は「過剰識別性制約が満たされる」である。

表 12-2 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル A2)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\triangle \tilde{l}_{it}$	0.235*** (3.260)	0.191** (1.967)	0.190* (1.883)
Sargan 統計量	2.715*	2.244	2.172
[p 値]	[0.0994]	[0.134]	[0.141]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A2 の操作変数は「 $\triangle \tilde{b}ad_{it-1}$ 、 $\triangle \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ 」である。その他の説明については、表 12-1 の注を参照。

表 12-3 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル A3)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0259 (-0.811)	-0.0290 (-0.689)	-8.624E-3 (-0.176)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.0925* (1.766)	0.0683 (1.022)	0.142* (1.721)
Sargan 統計量	11.357***	5.255*	2.932
[p 値]	[0.00342]	[0.0723]	[0.231]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A3 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{bad}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it}^b$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ 」である。その他の説明については、表 12-1 の注を参照。

表 12-4 第二段階目の推定

(貨幣需要ショック(操作変数)に $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ を使用した場合、モデル A4)

	1978-1999 (全期間)	1978-1990 (バブル崩壊以前)	1991-1999 (バブル崩壊以降)
$\Delta \tilde{y}_{it-1}$	-0.0559* (-1.654)	-0.0580 (-1.289)	-0.0159 (-0.317)
$\Delta \tilde{l}_{it}$	0.238*** (3.283)	0.195** (1.979)	0.193* (1.894)
Sargan 統計量	2.577	2.259	2.131
[p 値]	[0.109]	[0.133]	[0.144]
サンプル数	1034	611	423

(注) モデル A4 の操作変数は「 $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{bad}_{it-1}$ 、 $\Delta \tilde{\varepsilon}_{it-1}^b$ 」である。その他の説明については、表 12-1 の注を参照。

(付録 2) 都道府県別の預金利息、(銀行の財務データに基づく)預金額、資本額、不良債権額、(銀行の財務データに基づく)貸出額の集計方法

銀行 k の t 年度における財務データの項目 x_{kt} (=預金利息、預金額、資本額、不良債権額、貸出額)について、(i)地方銀行・第二地方銀行(A グループ)については、同項目(x^A_{kt} とする)そのまま本店所在地の都道府県 i のデータに加算し、(ii)都市銀行・信託銀行・長期信用銀行(B グループ)については、同項目(x^B_{kt} とする)に「都道府県 i に対するウェイト」 Θ_{kit} を掛けて都道府県 i のデータに加算し、(i)と(ii)を合計して求めるのである。

従って、ある都道府県 i の t 年度における上記データ X_{it} は、

$$X_{it} = \sum_{\substack{k \in A \text{ グループかつ} \\ \text{本店が都道府県} i \\ \text{に存在する}}} x^A_{kt} + \sum_{k \in B \text{ グループ}} \Theta_{kit} x^B_{kt} \quad (11)$$

として求めることができる。

都市銀行・信託銀行・長期信用銀行(B グループ)に属する銀行 k の「都道府県 i に対するウェイト」 Θ_{kit} は、以下のようにして求めた。

$$\Theta_{kit} = (\text{都道府県 } i \text{ にある銀行 } k \text{ の本支店に勤務している } t \text{ 年度の従業員数}) / (\text{銀行 } k \text{ の } t \text{ 年度における全従業員数})$$

個別銀行の都道府県別の従業員数は、「有価証券報告書」の「設備の状況(店舗等別設備の状況)」に本支店ごとの従業員数が報告してあることを利用し、それらを県毎に集計して求めることができる。ただし、1999 年度では全ての銀行でそれらの報告が行われなくなったので、その値は 1998 年度のもので代用した。同様に、1987 年以前の値についても報告されていないものが多いので、それ以前の値は 1987 年度(又は最初に報告された値)で代用した。1990 年以前については大蔵省(当時)による厳しい店舗規制があったため、このような代用が推計結果に与える悪影響は軽微であると考えられる。

年度の途中で倒産・合併が発生した場合等には、その年度はサンプルから除外した。下記の銀行は(a)~(d)の理由により、()内の決算期において除外されている。

(a)倒産・合併が発生したという理由

みずほホールディングス (2001)

なみはや銀行 (1999)

なにわ銀行 (1998)

京都光栄銀行（1998）

みどり銀行（1996）

(b)政策銀行という側面が強いという理由
整理回収機構（全決算期）

(c)海外部門が主であるという理由
東京銀行（全決算期）

(d)新銀行設立以降の従業員数が不明であるという理由
新生銀行（新銀行設立以降の全決算期）
あおぞら銀行（新銀行設立以降の全決算期）

参考文献

安孫子勇一・吉岡孝昭(2003)、「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」、『大阪大学経済学』、第 53 巻、第 2 号。

小川一夫 (2000)、「金融政策の波及経路: 企業規模別データに基づく実証分析」、小佐野広・本田祐三編『現代の金融と政策』、郵政研究所研究叢書(日本評論社)所収、74-110 ページ。

小川一夫(2003)、『大不況の経済分析』、日本経済新聞社。

Anderson, T.W. and C. Hsiao(1981), "Estimation of Dynamic Models with Error Components," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp.277-297.

Bayoumi, T. (2001), "The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese growth in the 1990s," *Journal of International Economics*, Vol.53, pp.241-259.

Bernanke, B.S. and A.S.Blinder (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol.78, No.2, pp.435-439.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.

Driscoll, J. (2004), "Does Bank Lending Affect Output? Evidence from the U.S. States," *Journal of Monetary Economics*, Vol.51, pp.451-471.

Hayashi, F. and E.C. Prescott (2002), "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, Vol.5, pp.206-235.

Ogawa, K. and K. Suzuki (2000), "Demand for Bank Loans and Investment under Borrowing Constraints: A Panel Study of Japanese Firm Data," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.14, pp.1-21.

Ogawa, K. and S. Kitasaka (2000), " Bank Lending in Japan: Its Determinants and Macroeconomic Implications," in Hoshi, T. and H. P. Patrick (eds.), *Crisis and Change in the Japanese Financial System* (Kluwer Academic Publishers), pp.159-199.

Staiger, D.A. and J.H.Stock (1997), "Instrumental Variables Regressions with Weak Instruments," *Econometrica*, Vol.65, No.3, pp.557-586.

Tsutsui, Y. and M.Kano (2003),"Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.33, No.2, pp.157-154.