

2006年9月25日

近年のマネーサプライ伸び悩みの背景

パネル・データを用いた都道府県別預金の実証分析

近畿大学教授 安孫子勇一

(概要)

わが国では、近年、マネーサプライM2 + CDが伸び悩んでいる。データ数の制約から、全国ベースでは十分な計量分析が困難だが、M2 + CDの大部分を占める預金については都道府県別データが得られる。預金に影響する各種要因も含めた都道府県別の動向をみると、地域間格差はかなり大きく、多様な推移を辿っている。そこで、都道府県別パネル・データを作成し、M2 + CD低迷の背景を探る。

貨幣需要関数からの類推等により、県内総生産、預金金利のほか、資産価格（地価、株価）貸出を説明変数としたパネル分析を行った。都道府県別預金の伸びは、貸出の伸びと強い順相関がみられた。また、地価など他の説明変数との間でも、想定される符号条件をほぼ満たした有意な推計結果が得られた。

また、個人預金・法人等預金別の推計や、バブル崩壊前後別の推計も行い、それぞれの特徴を確認した。これらの推計結果からみて、長引く地価の下落や貸出の減少が近年のマネーサプライ低迷の背景であると考えられる。

キーワード：マネーサプライ、都道府県別、パネル分析

Background of Recent Sluggish Money Supply Growth in Japan : Empirical Research on Prefectural Panel Data

Sluggish growth of money supply M2 + CD has recently been observed in Japan. Here I examine prefectural diversity of deposits which are main components of money supply M2+CD. I make the assumption that prefectural economic growth rates, changes in interest rates, bank loans and asset prices (land and stock) influence the growth rates of deposits. Panel Data analysis shows that almost all explanatory variables produce significant to-be-expected effects.

I have also checked structural changes before and after the burst of bubble economy in Japan. In addition, I have divided prefectural deposits into those held by individuals and those held by corporations. Results suggest that prolonged decline in bank lending and land prices are the main causes of recent sluggish monetary growth in Japan.

1. はじめに

近年のわが国のマネーサプライの推移をみると、M2 + CDの伸びが低迷している。量的緩和政策の時期(2001年3月~2006年3月)にハイパワードマネーが大幅に拡大したにも拘わらず、こうした現象が続いている。安定的と思われていたハイパワードマネーとM2 + CDの関係が変化した謎を解く一つの鍵は、資産価格の動向や、金融機関の貸出動向にあると考えられる。日本経済全体では、データ数の制約もあってこれらの影響を十分に捉えることが現時点では難しいが、都道府県別データを用いれば、資産価格等の多様性を反映して解明できる可能性がある。本稿の概要を予め要約すると、次のとおりである¹。

本稿では、マネーサプライの大宗を占める預金について、信頼できる都道府県別統計があることに着目し、1976~2003年度の28年間のパネル・データに基づいて、通貨需要関数に準ずるものを分析した。その際には、データの定常性等を勘案して、原則として前年比の計数を用いた。

その結果、都道府県別の“一人当たり実質預金”に“一人当たり実質県内総生産”のほか、地価や貸出等が概ね有意に影響を与えており、地価下落率が高いほど“一人当たり実質預金”の伸びが低いこと、金融機関の貸出意欲の代理変数と考えられる実質貸出が伸びている地域では“一人当たり実質預金”の伸びも高いこと、等が実証的に確認できた。また、バブル崩壊の前後の期間に分けて推計してみたが、こうした関係がいずれの期間にも概ね成立していることが確認できた。もっとも、バブル崩壊後には、地価の係数が上がった一方、“一人当たり実質県内総生産”と実質貸出の係数は低下している。

次に、預金統計では、その内訳としての個人預金データを1980年3月末以降、都道府県別で得られるため、個人預金と法人預金等(公金預金、金融機関預金を含む)に分けて、1980~2003年度の24年間のパネル・データで同様の分析を行った。また、バブル崩壊の前後に分けた推計も行った。この結果、地価上昇率は“一人当たり実質個人預金”の増加率に有意な影響を及ぼしている一方、“一人当たり実質法人預金”の増加率には有意な影響がみられなかった(もっとも、バブル崩壊後には法人等預金にも有意な影響が窺える)。これに対し、“一人当たり実質県内総生産”や、貸出意欲の代理変数は、法人預金のみならず個人預金にも概ね有意な影響を及ぼしている。また、バブル崩壊後には、地価の係数が個人預金・法人預金ともに上昇している一方、“一人当たり実質県内総生産”と実質貸出の係数が法人預金で大きく低下していることが判明した。

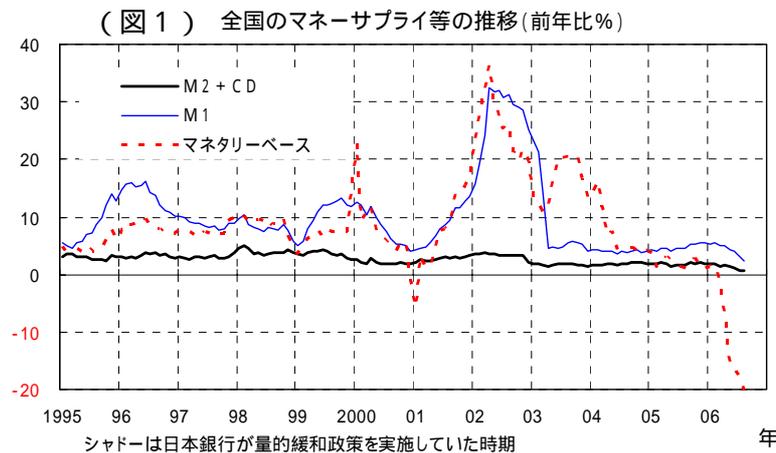
こうした日本経済の特性を勘案すれば、ハイパワードマネーの供給だけでマネーサプライを拡大することは困難であり、地域経済の活性化や貸出意欲の活発化を図るほか、地価の下げ止まりを図ることも大切であると思われる。

¹ 本稿の作成にあたり、筒井義郎教授(大阪大学)、松浦克己教授(広島大学、原論文を日本金融学会2003年度春季大会で発表した際の討論者)から有益なコメントを多数頂いたことに感謝の意を表したい。もっとも、ありうべき誤りは全て筆者の責任によるものである。

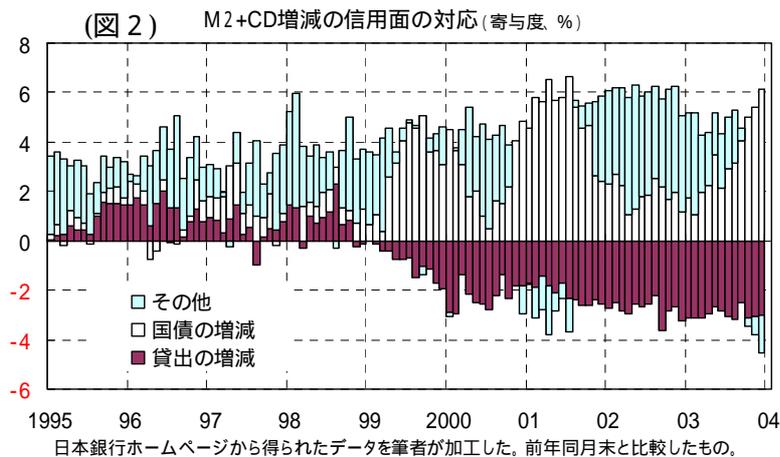
2. 問題意識

2.1. 全国的にみたマネーサプライの近年の特徴

日本銀行が量的緩和政策を実施した時期（2001年3月～2006年3月）には、ハイパワードマネーが当初3年間にわたり前年比2桁の高い伸びを続けたものの、マネーサプライ（M2 + CD）は、月々の振れを伴いながらも、前年同月比 +1.3～+3.7%程度の低い伸びに止まっていた（図1）。



こうした差異（換言すれば貨幣乗数の大幅な変動）が発生した理由は、色々と考えられる。マネーサプライが銀行など通貨発行主体の負債であることに注目した「通貨発行主体のバランスシートアプローチ」² に立てば、銀行等のバランスシート制約から資産側の動きが重要な要因とされる。この観点からは、量的緩和期のマネーサプライの伸び低調の背景として、銀行等の貸出³ が低調だったことが指摘できる。日本銀行の公表データ「マネーサプライ（M2 + CD）増減と信用面の対応」に基づいて要因分解したところ、2000年以降、貸出がマネーサプライ前年比を、バランスシート制約を通じて2～3%方押し下げている様子が窺える（図2、この

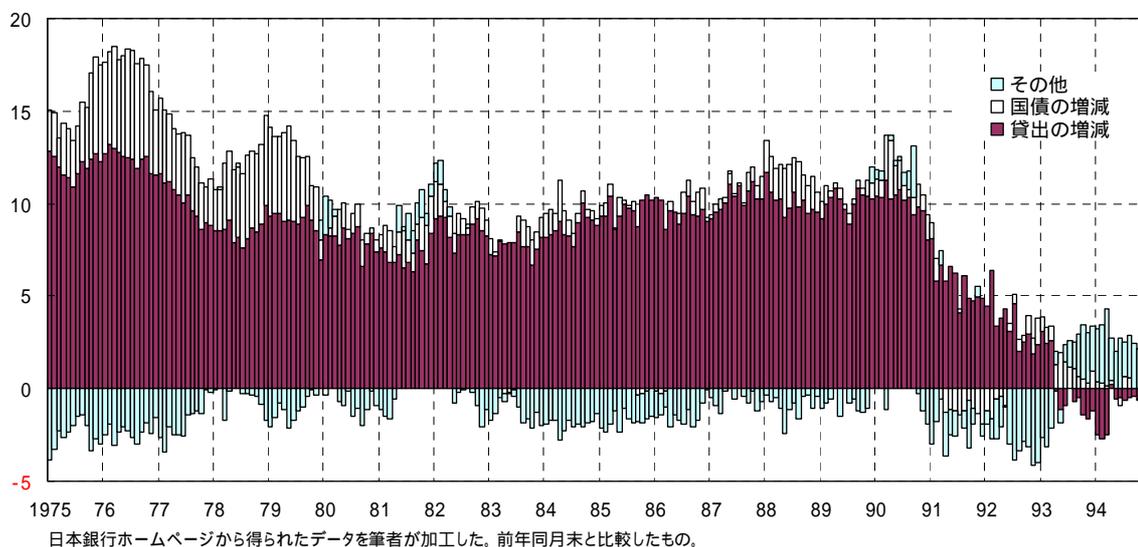


² 日本銀行調査統計局（2001）3 - 10 ～ 3 - 12 では、マネーサプライの変動に関する分析手法の一つとして、「通貨発行主体のバランスシートアプローチ」を「通貨保有主体のバランスシートアプローチ」（マネーの個人等の資産としての側面に注目したもの）とともに紹介している。

³ 民間向け貸出と地方公共団体向け貸出の合計でグラフを作成した。

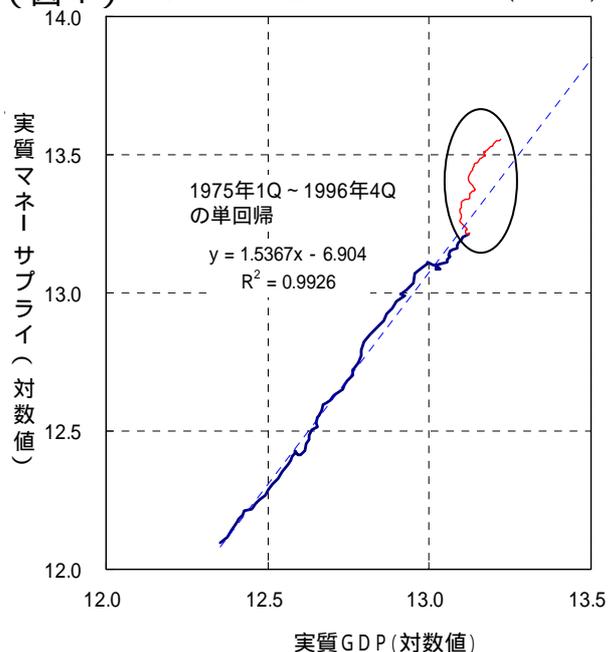
統計は 2003 年末までで発表が取り止められた)。この点は、1990 年頃まで貸出の増加とマネーサプライの増加がほぼ平行に動き(図 3)、貸出の伸びが預金の伸びをもたらした可能性が高いのとは、対照的な姿となっている。安孫子(2006)第 8 章でも指摘した信用創造の機能不全のメカニズムが働いたと考えられる。

(図 3) M2+CD増減の信用面の対応 (1975-95年、寄与度、%)



こうしたマネーサプライの動きを分析する際には、通貨需要関数の考え方が用いられることが多い。その前提として、貨幣数量説を意識して、“実質マネーサプライと実質 GDP の間には長期的にみると安定的な関係がある”と言われている。そこで、対数グラフを作成したところ、近年は両者の関係が不安定になっているように見える(図 4 の楕円の中)。また、宮尾(2006)は、第 4 章で貨幣需要関数を論じているが、実質 GDP のほかに金利を説明変数に加えた M2 + CD の貨幣需要関

(図 4) 実質 GDP と実質マネーサプライ (M2+CD)

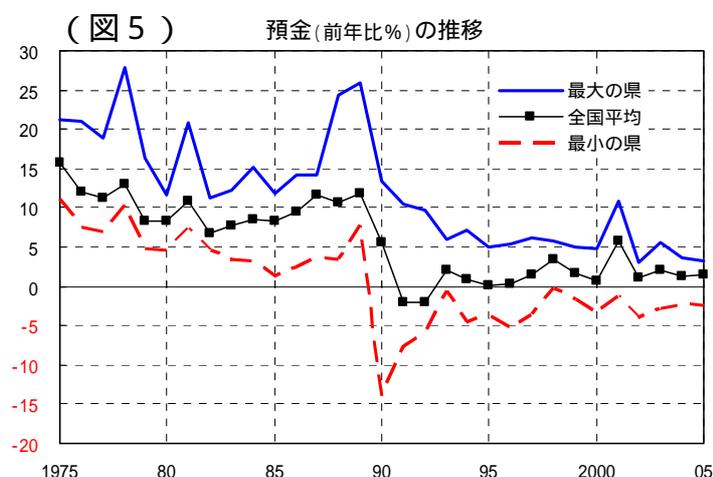


数を推計したところ、共和分関係が見出せず、M2 + CDベースでは貨幣需要関数が不安定であると指摘している。もっとも、データ数の制約から、計量分析によりその背景を探ることは容易ではない。

もし、マネーサプライのデータを都道府県別にとることができれば、地域経済の多様性を反映して、その変動要因を詳しく分析でき、データ数の制約を克服できる可能性がある。この条件を100%満たした統計は残念ながら存在しないが、マネーサプライの大宗を占める「預金通貨 + 準通貨」(両者でマネーサプライの約9割)については、都道府県別のデータを時系列で得られる⁴。そこで、マネーサプライ分析の第一次接近として、都道府県別パネル・データを用いて、預金変動の要因分析を試みる。

2.2. 都道府県別預金の多様な動き

そこで、預金(全国銀行 + 相互銀行の計数、マネーサプライの約3/4に相当)の都道府県別の動きを日本銀行統計(店舗所在地ベースで各都道府県に分類)に基づいてみた⁵ところ、地域別には、決して一様ではない。前年比伸び率が最大の都道府県と最小の都道府県を比べると、年毎の振れを伴いつつ、6~27%ポイントの乖離がみられる(図5、1976~2003年度の平均11.8%ポイント)。こうした差異が生じた理由を、地域経済などの影響も含めて、多面的に検討することとしたい。



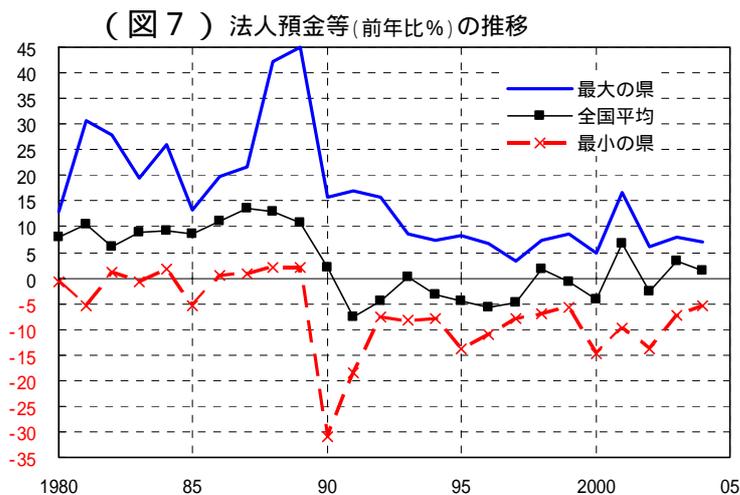
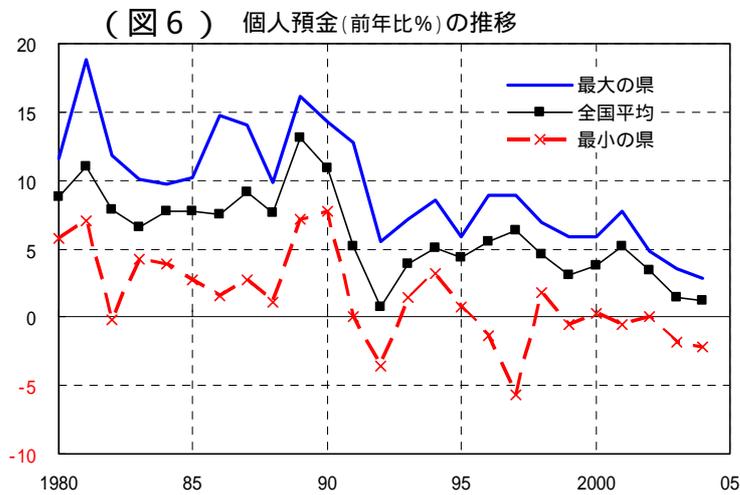
⁴ マネーサプライ(M2 + CD)は、現金通貨(銀行券 + コイン)、預金通貨(要求払預金)、準通貨(定期性預金等)、CD(譲渡性預金)により構成されるが、預金通貨と準通貨の合計額である「預金額」については、都道府県別のデータを日本銀行が公表している。

マネーサプライ(M2 + CD)の集計対象金融機関は、全国銀行、在外銀、信用金庫、信金中金、農林中金、商工中金等であるが、以下の分析では、預金通貨の8割強を占める全国銀行(旧相互銀行を含む)の計数を用いた。都道府県別で個人預金データが継続して得られるのは、全国銀行のみだからでもある。

⁵ 日本銀行『都道府県別経済統計』ほかで得られた年度末値の対前年比によりグラフを作成した。年度末値は、金融機関の「期末嵩上げ」により実体以上に膨らんでいる恐れがあるが、過去の相互銀行の時系列が3月末分しか得られないこと、期末嵩上げの程度が大きく変動しないかぎり、前年度末比への影響は限定的であること、から年度末値を用いることとした。

また、預金統計については、1980年3月末以降、内訳である個人預金（個人企業分も含む）の都道府県別統計が得られる（日本銀行『都道府県別経済統計』、金融広報中央委員会ほか）。全国銀行の個人預金は、2003年度末の全国銀行預金の64%と過半を占めているが、この推移をみると、都道府県別に大きな差異が窺える。前年比が最大の都道府県と最低の都道府県を比べると、毎年5～17%ポイントの乖離がみられる（図6、1980～2003年度の平均8.2%ポイント）。

また、都道府県別の預金全体から個人預金分を差し引くことによって、法人等の預金額（公金預金や金融機関預金を含む、2003年度末の全国銀行預金の36%）が得られる。法人等預金の前年比は、個人預金よりも都道府県別格差がずっと大きく、11～47%ポイントの乖離がみられる（図7、1980～2003年度の平均23.8%ポイント）。法人預金等の大きな変動が預金全体の変動にも少なからず影響している様子が窺える。



3. 推計式とデータ

3.1. 先行研究

マネーサプライの分析では、通貨需要関数の推計が行なわれることが多い。本稿では、都道府県別預金の動向について、基本的には通貨需要関数の考え方をういて分析を進める。

マクロ経済全体の通貨需要関数を推計した先行研究は多数みられる。近年のわが国での研究では、説明変数として、従来から用いられている実質 GDP のほか、地価や金融資産残高を加えた推計が行われ、土地などの資産価格の動向が通貨需要に概ね有意に影響していることが指摘されている（日本銀行（1997））。また、単位根の関係で、マネーサプライと所得の間に共和分の関係があるかどうかの問題とされることも多い（同、細野・杉原・三平（2001）宮尾（2006）ほか）。

次に、クロスセクションあるいはパネル・データを用いて分析した先行研究としては、まず、Mulligan and Sala-i-Martin（1992）が挙げられる。この論文は、1929年～1990年の米国48州別の預金データ等を用いて分析し、金利と物価が各州で同一などといった仮定のもとで、被説明変数を“一人当たり預金額”（現金通貨を含まない）、説明変数を“一人当たり所得”、状態変数（人口、人口密度など）等とした推計を行っている。その結果、長期間に亘って通貨需要関数が驚くほど安定的であったこと（大不況期、石油危機後のインフレ期を含む）、通貨需要の所得弾力性が概ね1を超えていること（大体1.1～1.3としている）などを指摘している。もっとも、この推計では、州毎の物価昇率の差異を勘案していないこと等に注意を要する。

わが国の通貨需要関数をパネル・データで分析した先行研究としては、Fujiki and Mulligan（1996）が1955～1990年の都道府県別の預金および県民所得の年次データを用いて、通貨需要関数を推計したものがある。この論文は、都道府県別の“一人当たり預金額をCPIで実質化したもの”（対数値）を被説明変数とし、“一人当たり県民所得をCPIで実質化したもの”（対数値）や「金融取引技術の各県における相違の代理変数等を含む説明変数のベクトル」、「県別預金統計と県民所得統計の不整合性に対処するための変数」を説明変数として推計を行っている⁶。色々な推計の結果、通貨需要の所得弾力性は1.2～1.4程度と推定している。この研究は本稿の問題意識にかなり近いが、推計の終期が1990年と、バブル崩壊後のデータを含んでいないこと、地価など資産価格に関する説明変数がみられないこと、成長トレンドの強い時期にデータの定常化をあまり意識せず回帰分析していること、

⁶ Fujiki and Mulligan（1996）の推計式の表記に当たっては、藤木（1998年）p175～p183の表現を用いた。同論文では、「金融取引技術の各県における相違の代理変数等を含む説明変数のベクトル」として、「都市化進展の代理変数として」の人口密度や「都市化が遅れていることの代理変数として」の1次産業の県民所得への貢献度などを試している。また、「県別預金統計と県民所得統計の不整合性に対処するための変数」として、「大都市を含む県をサンプルから落とす」、「県別ダミーを入れる」、「有効求人倍率を用いた操作変数法による通貨需要関数の推計」などの手法を用いている。

個人預金・法人預金別の特性について分析していないこと、等が本稿の設定と大きく異なっている。

このほか、個人の通貨需要に関する研究としては、松浦・竹澤(2001)が1993、1994年の貯蓄動向調査と家計調査の勤労者世帯1,812サンプルを対象に、所得・消費弾性値を推計した研究がある。具体的には、実質預金残高(銀行の通貨性預金+定期預金の対数値)を被説明変数に、実質所得あるいは実質消費(いずれも対数値)、利子率(税引後銀行金利あるいは税引後金利差)、被説明変数の1期ラグ、「所得に関する指標」、「資産に関する指標」、「地域間の差を表わす指標」、「家計の属性等」を説明変数にして精緻な推計を行っている⁷。この結果、所得あるいは消費の弾性は1よりも小さい、等の推計結果を得ている。「資産に関する指標」のなかで、「地価変化率×持ち家ダミー」が説明変数に加えられているが、4つのパターンの推計のいずれでもこの変数が有意に実質預金残高に影響しているという結果は得られていない。土地売却による収入等が原データでは捉えきれていない可能性がある。また、特定の時期のデータに基づく分析であり、長期の安定性について保証するものではない、収入のデータが得られる勤労者世帯の分析に限られており、地主などは勤労者と行動様式が異なる可能性がある、等に注意する必要がある。

なお、通貨需要関数と異なる範疇では、地域金融の関係で、安孫子・吉岡(2003)が「クレジット・ビュー」に立ち、都道府県別貸出の動きをパネル・データで分析している。具体的には、都道府県別貸出(名目値)の前年比増加率⁸を被説明変数とし、1975~1999年度の県内総生産(前年比、名目値)、地価(同)の増加率などを説明変数としたパネル分析を行った。この結果、都道府県別の貸出額にこれらの説明変数が有意に影響していること、バブル崩壊前後の時期に分けて分析してみても、地価などの説明変数が有意に影響していること、等を指摘している。また、安孫子(2005)は、これを発展させた分析を行っている。

こうした知見を踏まえ、我が国の都道府県別預金に対して、どのような要因が影響しているか検討していきたい。

3.2. 推計式

通貨需要関数は、以下の(1)式の形で表されることが多い(藤木(1997)、松浦ほか(2001))。

⁷ 「所得に関する変数」としては、女性収入比率、ボーナス比率、大企業・公務員ダミーを、「資産に関する変数」としては、資産所得比率、住宅ローンダミー、消費者ローンダミー、地価変化率×持ち家ダミーを、「地域差に関する変数」としては、都道府県の人口1000人当たり銀行店舗数を、「世帯構成に関する変数」としては、家族人員、仕送りダミー、世帯主の年齢およびその2乗項、を用いている。

⁸ 都道府県別貸出には、東京都と大阪府の合計だけで全国の過半となるほど集中度が高い(人口では2割に満たない)という特性があるほか、時系列データにはトレンドが強く、定常性に疑問なしとしない。このため、前期比というかたちで1階の階差に準じた扱いを行ったところ、特定都府への過度の集中という問題も併せてクリアできるため、前年比で計測した。

$$\text{Log}(M/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(Y/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \text{Log}(M/P)_{t-1} + \beta_4 Z_t + \epsilon_t \quad (1)$$

ここで、M はマネーサプライ、P は物価水準、Y は所得、R はマネー保有の機会金利、Z はその他の説明変数のベクトル（従って もベクトル表記）、 ϵ_t は誤差項であり、添字の t は時期を意味している。

もっとも、日本銀行（1997）や細野・杉原・三平（2001）では、実質マネーサプライと実質所得の関係が非定常過程であることを検証した上で、前期比（正確には対数前期差）を用いて推計している。

本稿では、データの定常化を図るという意味で、上記に準じて、以下の（2）式を推計することとする⁹。

$$(M/P)_t \text{ の前期比} = \beta_0 + \beta_1 \{(Y/P)_t \text{ の前期比}\} + \beta_2 \{R_t \text{ の前期差}\} + \beta_3 \{Z_t \text{ の前期比}\} + \epsilon_t \quad (2)$$

ここで、マネー保有の機会金利としては、運用金利の代理変数とみなせる貸出金利と預金金利（マネー保有により得られる金利）の差を用いた。また、推計式では、ここだけ前期差を用いているが、これは、1990年代後半になって短期金利がゼロに近くなる中で、前期比の数字をとれば大きな数字になり過ぎ、実態を反映しないと考えたためである。この点については、長短金利の絶対値が小さい中、対数前期差の線形近似として前期差を用いた、と説明することもできよう。

なお、Zの中には、地価、実質貸出残高（貸出残高を物価上昇率で割ったもの）、長短金利差等を入れることとする。このうち、地価は、実物資産価格の代理変数と考えて入れたもので、地価が上昇すれば、

不動産売買に付随する貨幣の取引需要が増えること、

個人の土地所有者が不動産売却で得た資金を（少なくとも一時的には）預金で持つ可能性が高いこと、

等から預金を拡大させると考えられる（想定される係数はプラス）。

また、実質貸出残高は、地域の金融機関の貸出意欲の代理変数と考えて入れたものである。ここで、実質貸出残高が増加すれば、

「通貨発行主体のバランスシートアプローチ」からみて、そもそも貸出にはマネーサプライを拡大させる効果があること（もっとも、他のバランスシート項目もあるため、必ずしも1対1で増減する訳ではない）

貸出は、一般には借り手の預金口座に資金を振り込む形で行われており、個別銀行の預金として歩留る割合は低いが、都道府県といった集計値レベルでは、預金者を転々としつつも、預金として残る割合が小さくないとみられること、等から、預金を拡大させると考えられる（想定される係数はプラス）。

⁹ パネル・データの計量分析に当たって、被説明変数の1期ラグを入れれば、ダイナミック・パネルとなり、推計値の一致性がなくなることが知られている（例えばBaltagi（2001）の8章を参照）。従って、以下では1期ラグを入れない形で推計することとした。

さらに、長短金利差の拡大は、金利の期間構造の理論を敷衍すると、将来の金利上昇を予測することを意味すると解釈できる。そこで、貯蓄主体にとっては、「長期金利が上げ止まるまでは長期の金融資産の購入を控え、短期の金融商品である預金で運用しよう」というインセンティブを与えると考えられる（想定される係数はプラス）。

このほか、資産価格のひとつの指標である株価（全国一律）も預金の増減に影響する可能性があると考えられる（想定される係数はプラス）。

3.3. データ

3.3.1. 被説明変数

被説明変数については、一般の通貨需要関数に倣って、都道府県別の実質預金残高（対象金融機関は全国銀行＋相互銀行）とした。ここで、名目預金額のデータを実質化するにあたっては、総務省統計局（2001）等に基づき、都道府県別のCPI接続指数（平成12年を100としたもの）を用いた¹⁰。また、人口が増加している都道府県では、それにみあって預金額が当然増加すると考えられることから、預金額を人口（住民票基本台帳ベース＜預金データと同じ3月末時点＞を使用）で割って、“一人当たり実質預金額”のデータを作成した。

“一人当たり実質預金”の絶対額をみると、2003年度末時点（全国平均は407万円）で、1位・東京都の1,198万円、2位・大阪府の591万円から47位・宮崎県の183万円まで、最大6.5倍の格差がみられる¹¹。本稿ではこうした格差が生じた原因に立ち入らないが、簡単化のために、その原因が短期間では変わらないものと仮定する。このように仮定すると、上記（2）の定式化で前年同期比をとることにより、各都道府県間のレベル格差の問題を回避できる。なお、地域間の一人当たり預金格差の問題については、今後の研究が待たれるところである。

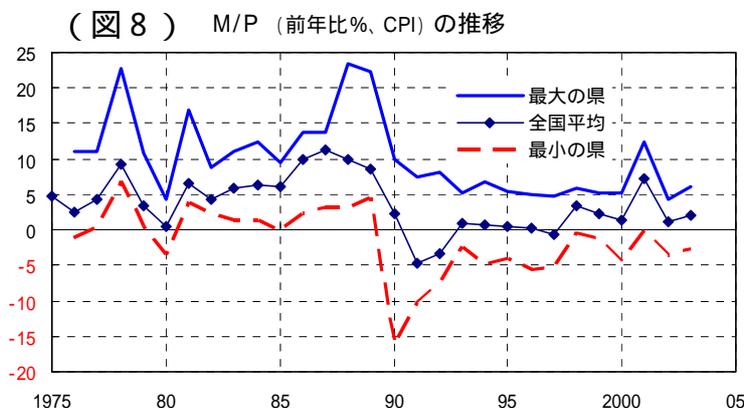
次に、“一人当たり実質預金”の前年比推移をみると、図8のとおり、図5と比較的似たかたちとなっている。年によって振れがあるが、前年比が最大の都道府県と最低の都道府県の乖離幅は、6～26%ポイントで推移している（1976～2003年度の平均11.7%ポイント）。

なお、個人預金・法人預金等別で都道府県の推移をみたところ、図6、図7とかなり似た推移を辿っていたので、以下では図の添付を省略する。これらの乖離幅等

¹⁰ 県庁所在地の年度の平均を各県の代表値として用いた。実質化にあたっては、上記のほか、県民経済計算のデフレーターを用いる方法、消費者物価指数年報にある「消費者物価地域差指数」をかけて割り戻す方法も考えられる。、とも試してみたが、年毎の振れが異様に大きな県が出てくるため、時系列で整合性のある接続指数を用いることとした。

¹¹ 「全国銀行＋相互銀行」の計数を個人・法人等別にみると、一人当たり実質個人預金では、2003年度1位・東京都520万円、同2位・大阪府372万円から同47位・宮崎県125万円まで、最大4.1倍の格差がある。他方、法人等預金では、同1位・東京都710万円、同2位・大阪府229万円から同47位・鹿児島県53万円まで、最大13.5倍の格差がある。個人預金に比べ、法人等預金の格差が大きい。因みに、一人当たり県内総生産(1995年価格)は、同1位・東京都733万円、同2位・愛知県529万円から同47位・沖縄県271万円まで最大2.7倍の格差で、預金よりも格差が小さい。

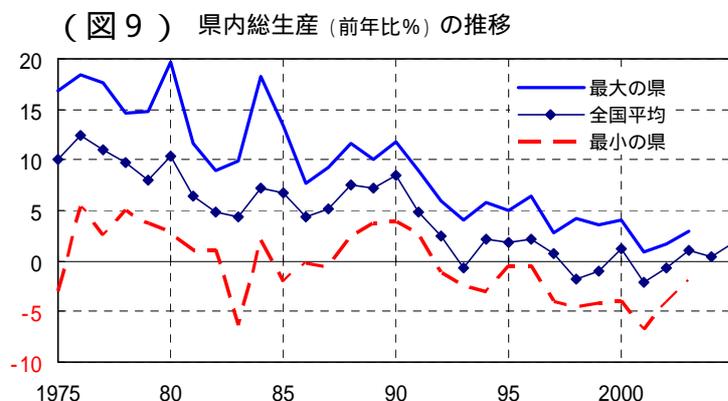
をみると、個人預金の一人当たり実質預金額（前年比）の乖離幅は4～14%ポイントで推移している（1980～2003年度の平均8.0%ポイント）。他方、法人預金の一人当たり実質預金額（前年比）の乖離幅は11～23%ポイントで推移している（1980～2003年度の平均22.7%ポイント）。



3.3.2. 説明変数

次に、説明変数としては、まず、“一人当たり実質県内総生産”（内閣府のデータに基づく：1995 暦年価格で実質化）の前年比を用いた。ここで「県内総生産」を選んだのは、減価償却分を含めて、都道府県内の生産力を幅広く捉えているためである。法人預金の原資の一つとして、法人企業の減価償却費も考えられるため、本稿では、県民所得ではなく「県内総生産」をとることとした。1975～2003年度の都道府県別データを内閣府社会経済研究所(2002、2006)に基づいて算出した¹²ところ、前年比が最大の都道府県と最低の都道府県の乖離幅は、年毎に6～21%ポイントで推移している（図9、1976～2003年度の平均は10.7%ポイント）。

次に、マネー保有の機会費用としては、貸出金利（マネー以外で運用した場合に得られる金利とみなした）と預金金利（マネーとして保有することにより得られる低位の金利）の格差と考えた。預金金利としては、各都道府県の代表的な銀行（地

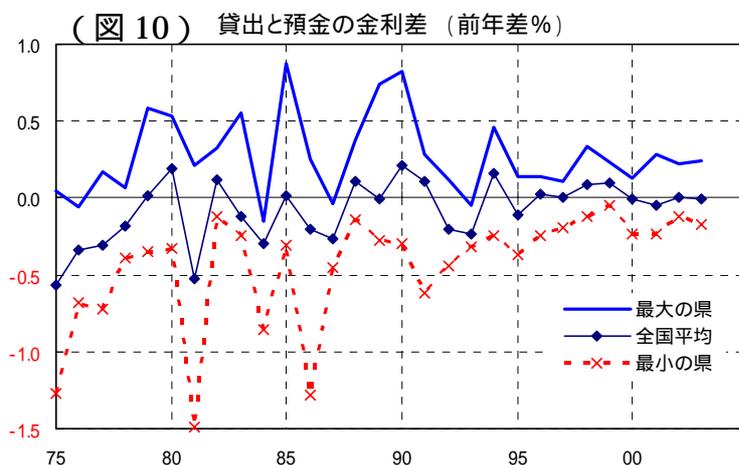


注)「全国平均」はSNA統計の実質GDP成長率を人口増加率で補正したもの。

¹² 一部の都道府県では、1975～80年頃の実質県民総生産額を掲載していなかった。このような欠損値については、名目成長率を(1+CPI上昇率)で割り戻して実質成長率とみなした。

元の都市銀行あるいは地方銀行<複数ある場合は加重平均>の単体年度決算の財務データのうち、「支払利息」を預金残高で割って預金金利等を推計した。その推計値(東京都・大阪府では地元大手都銀の平均とする等の操作を行った)を各都道府県の代表値とみなすことにした¹³。全国的な金融情勢や金融政策のスタンスに応じて金利の絶対水準は変動しており、0.02%(2003年度の福島県)~7.61%(1981年度の東京都)で推移している。

次に、貸出金利(預金金利と同様の手続きで作成)は、資金運用時の比較的短期の金利の代理変数として用いたものであり、預金との金利差が拡大すればマネーの保有を減らす方向に働くと考えられる。この金利差(貸出金利-預金金利)の前年差推移をみると(図10)、最大の都道府県と最低の都道府県の乖離幅は、年毎に0.27~1.71%ポイントと、振幅幅が金利以外の説明変数よりも小さいのが特徴である(1976~2003年度の平均は0.69%ポイント)。金融情勢などに反応して、各地の金融機関がほぼ同様の金利設定を行ったことを反映したものと考えられる。

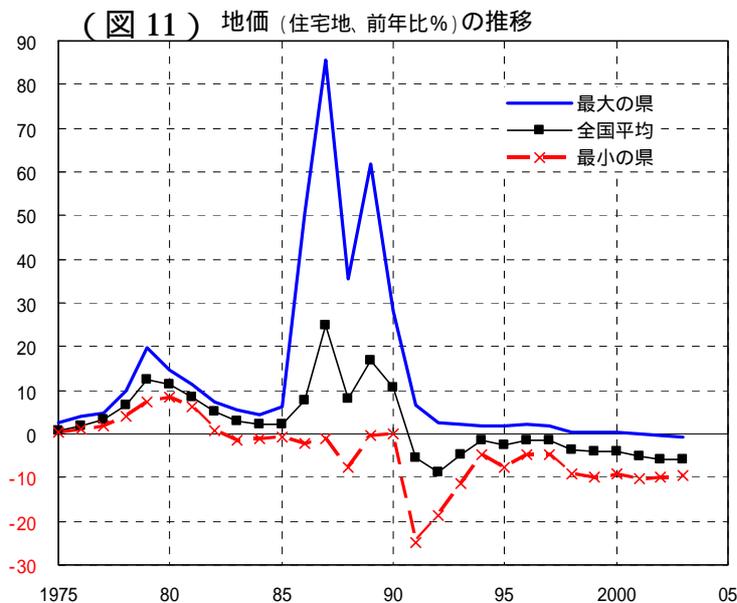


次に、Zベクトルの説明変数として、まず、都道府県別の地価上昇率を採用した。都道府県別の地価上昇率の指標としては、国土庁の「地価公示」と「都道府県地価調査」の2つの指標があるが、時系列データを安定的に得られる「地価公示」の住宅地を用いた¹⁴(図11)。このデータは、都道府県別の格差が非常に大きいのが特徴であり、バブル期の1987年度に神奈川県が前年比+85.1%を記録した一方、バブル崩壊後の1991年度には京都府が-25.0%を記録している。また、バブル期にあっても、住宅地の地価がマイナスであった県や、バブル崩壊後もプラスであった県がみられるなど、地域間の多様性が大きいことも、大きな特徴である。また、

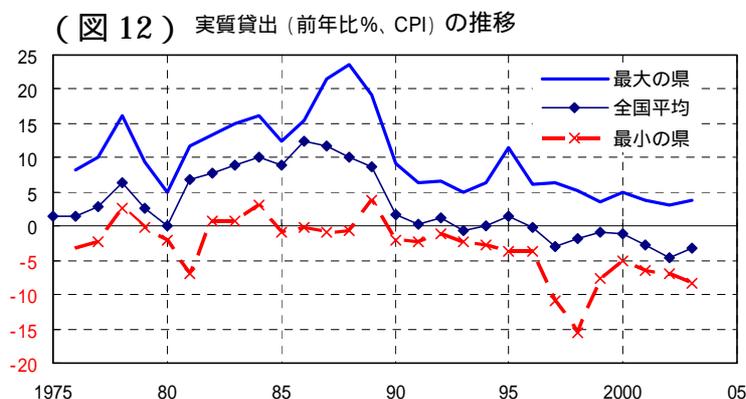
¹³ データの詳細については、安孫子・吉岡(2003)の脚注15を参照。地銀でも、地元の県のほかにも店舗を持っているケースが一般的であるが、他にデータがないため、便法としてこの方式を採用した。

¹⁴ 地価公示の住宅地データを選択した詳しい理由については、安孫子・吉岡(2003)の脚注14を参照。都道府県地価調査では、1984年7月のデータだけ異なる形式で発表され、異常値を示す都道府県が少なくない、7月のデータのため解釈が難しい、等の問題がある。

前年比が最大の都道府県と最小の都道府県の年毎の乖離幅は、3～87%で推移している（1976～2003年度の平均は17.4%＜バブル崩壊後の1991～2003年度の平均でも11.9%＞）。なお、地価公示は毎年度1月1日時点の地価として年度末頃に公示されるものであり、認知ラグも存在し得るが、簡単化のために、「預金者は自分の住んでいる都道府県の地価動向をある程度肌で知っており、それを認識した上で預金額を決定している」と仮定する。

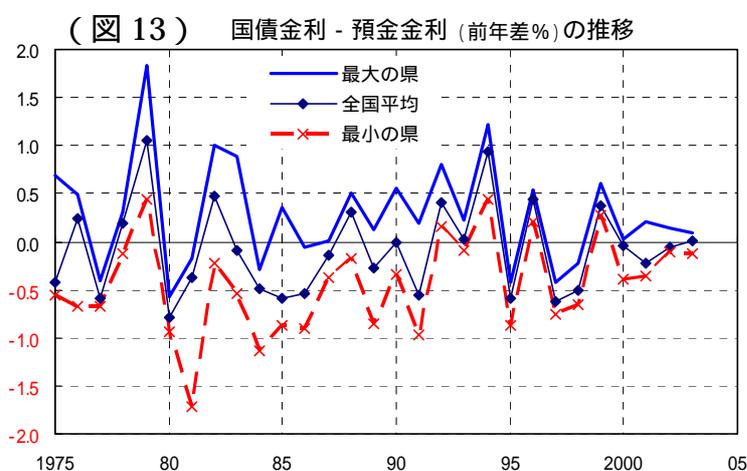


Zベクトルの第二の説明変数として、実質貸出を用いることとした。都道府県別の貸出額を都道府県庁所在地の消費者物価上昇率で実質化したもので、各金融機関の貸出意欲の代理変数とみなしている。各金融機関が、物価情勢を勘案した上で、利潤最大化等を目的として望ましい実質貸出額となるよう貸出を調整していると仮定し、実質貸出額が伸びていないときには、金融機関の貸出意欲が減退したと考えるものである。金融機関が利潤最大化を図る場合、必ずしも地域の人口動向をストレートに反映させる訳ではないため、この変数については、一人当たり貸出額に変換するという操作を行っていない。実質貸出額の全国平均をみると、1980年代



に前年比 10%前後の高い伸びを示した後、バブル崩壊後にはゼロ近辺で推移している(図 12)。もっとも、地域間の差異は非常に大きく、バブル崩壊後でもかなり大きな乖離が続いている。乖離幅は年毎でみて 7 ~ 24%ポイント、1976 ~ 2003 年度の平均値で 13.0%ポイントとなっている。

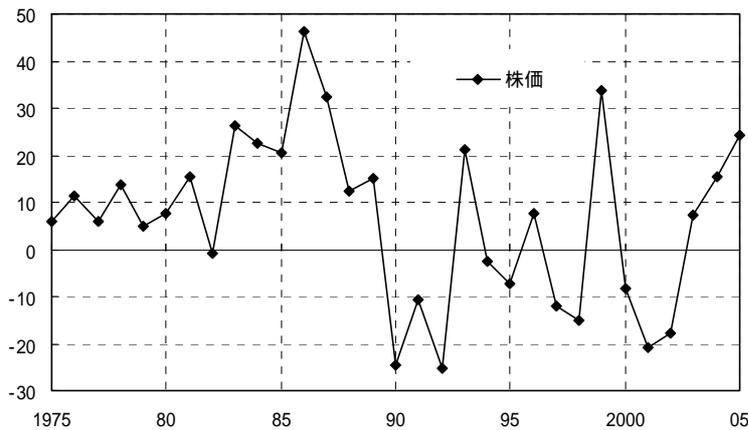
Zベクトルの第三の説明変数として、長短金利差を用いる。長期金利の指標としては、国債 10 年もの新発債の応募者利回りを年度平均したものをを用いた(簡単化のために、全国一律と仮定)。1983 年から預金者も国債を銀行で買えるようになったことも考慮した。推計にあたっては、その国債金利と各都道府県の預金金利との格差をとった。この金利差(国債金利 - 預金金利)の前年差推移をみると(図 13)、最大の都道府県と最低の都道府県の乖離幅は、年毎に 0.22 ~ 1.54%ポイントと、振幅幅が他の説明変数よりも小さい(平均は 0.69%ポイント)。



その他の説明変数の候補として、株価(全国一律)についても試みることにした。株式保有額については、都道府県別の信頼できるデータが得られなかったため、全国一律の株価変動が各都道府県に同様に影響する、と仮定した。通貨の取引需要という観点からは、株価が上昇すれば金融資産の取引が増えることを通じてマネーサプライが増える(つれて預金も増える)と考えたものである。具体的な株価のデータとしては、TOPIX の月末値の年度平均値を各年度の株価とみなし、その前年比を用いた。その推移をみると(図 14)、年度毎にかなり大きな変動を示している。

なお、上記のほか、「金融資産全体」の代理変数も検討したが、都道府県別の統計には限界がある。全国ベースの通貨需要関数の推計では、資金循環勘定をベースとした「法・個人の金融資産計(資金循環勘定)」(日本銀行(1997))とか「実質民間金融資産残高」(細野ほか(2001))が説明変数として用いられているが、都道府県別では、同勘定に相当するマクロ統計が存在しないため、これらのデータがそもそも得られない。もっとも、全国銀行、相互銀行のほか、信用金庫(2002年3月まで)、信用組合、労働金庫、農・漁協、郵便局別の預貯金額については、都道府県別に時系列データが得られる。そこで、これら金融機関の都道府県別合計値(以下では「預金額業態計」という)を作って、金融資産全体の代理変数として

(図 14) 株価 (前年比%) の推移



用いることができるか検討してみた¹⁵ が、「全国銀行 + 相互銀行」の預金が全体の 5 割超 (全国計) を占めているため、被説明変数とかなり似た動きをしていることが判明した¹⁶。したがって、説明変数としては「預金額業態計」を用いないこととした。

¹⁵ このデータと資金循環勘定との大きな違いは、株式・出資金やその他証券が含まれていないこと (2000 年度末の家計の金融資産の 15.1%)、保険が含まれていないこと (同 28.2%)、政府や金融機関の預金を含んでいること、が挙げられる。なお、個人分については、1980 年 3 月末以降、都道府県別個人預貯金残高の統計が公表されている (日本銀行が作成) が、2003 年 3 月末以降、信用金庫の計数が取れなくなったため、データ系列の不連続が生じている。

¹⁶ 2000 年度までのパネル・データにより、被説明変数 (前年比) を上記説明変数 (前年比) のみで回帰したところ、説明変数の係数 1.201、t 値 70.9、修正 $R^2 = 0.8080$ という高い相関がみられた (ハウスマン・テストでは変動効果モデルの使用を示唆)。

4. 推計結果

4.1. 預金全体の推計結果

「全国銀行＋相互銀行」の預金全体を対象とし、1976～2003年度の都道府県別のパネル・データ（サンプル数 1,316 個）を用いて分析した。その結果は、表 1 のとおりである。

表 1 “一人当たり実質預金”前年比の推計結果（変動効果モデル¹⁷）

説明変数		係数	(t 値)	[p 値]
県内総生産 (前年比%)	1	0.137	(4.413)	[0.000]
機会金利 (前年差%ポイント)	2	- 0.795	(- 2.211)	[0.027]
地価 (前年比%)	1	0.053	(4.777)	[0.000]
実質貸出 (前年比%)	2	0.434	(19.992)	[0.000]
長短金利差 (前年差%ポイント)	3	0.874	(5.603)	[0.000]
株価 (前年比%)	4	0.021	(4.491)	[0.000]
定数項	0	1.667	(14.025)	[0.000]

修正R² = 0.478 D.W. = 1.431

個別の説明変数の有意性をみると、マネー保有の機会費用（以下では「機会金利」と呼ぶ）が 5%水準で有意なほか、他の変数はいずれも 1%水準で有意となっている。このことから、“一人当たり実質県内総生産”、地価、実質貸出が上昇（下落）している都道府県では、“一人当たり実質預金”の伸びが高い（低い）という関係が成立していることが読み取れる。

これらの説明変数の係数をみると、金融機関の貸出意欲の代理変数と考えられる実質貸出が 0.434 と最も高く、“一人当たり実質県内総生産”の 0.137、地価の 0.053 が続いている。各説明変数の符号条件も、想定したとおりである。なお、株価（全国一律）も 1%水準で有意に影響しているが、係数は地価よりも低い 0.021 に止まっている。

また、機会金利については、前年より上昇（低下）すれば“一人当たり実質預金”の伸びは低下（上昇）するという推計結果（5%水準で有意）であり、通貨需要関数の一般的な形状と整合的である。また、長短金利差については、前年より上昇（低下）すれば“一人当たり実質預金”の伸びは上昇（低下）するという推計結果（1%水準で有意）である。これは、金利上昇期待があるときには、固定金利の金融資産を買い控え、待機資金が預金に流入することを示唆している。

次に、上記と同じ推計式で、バブル崩壊の前後の時期（1976～1990年度＜サンプル数 705 個＞と 1991～2003年度＜同 611 個＞）に分けて推計したところ、表

¹⁷ ハウスマン・テストによれば、自由度 6 の χ^2 統計量が 0.316（p 値 0.994）となり、変動効果モデルの使用を推奨しているため、変動効果モデルのみを記載した。

2の推計結果が得られた。

表2 “一人当たり実質預金”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(1976~90年度)			バブル崩壊後(1991~2003年度)		
		固定効果モデル ¹⁸			変動効果モデル ¹⁹		
		係数	(t値)	[p値]	係数	(t値)	[p値]
県内総生産	1	0.210	(5.422)	[0.000]	-0.068	(-1.425)	[0.154]
機会金利	2	-1.875	(-4.681)	[0.000]	2.208	(3.325)	[0.001]
地価	1	0.041	(3.002)	[0.003]	0.151	(5.256)	[0.000]
実質貸出	2	0.610	(19.786)	[0.000]	0.088	(2.578)	[0.010]
長短金利差	3	1.397	(6.582)	[0.000]	0.359	(1.719)	[0.086]
株価	4	0.006	(0.730)	[0.466]	0.006	(0.975)	[0.330]
定数項	0				1.961	(12.965)	[0.000]
		修正R ² = 0.505 D.W. = 1.567			修正R ² = 0.099 D.W. = 1.351		

バブル崩壊の前後でみると、地価はバブル崩壊前後ともに1%水準で有意である。実質貸出は、バブル崩壊前には1%水準で、バブル崩壊後には5%水準で有意である。これに対し、実質県内総生産は、バブル崩壊前は1%水準で有意であるが、バブル崩壊後には10%水準でも有意ではなくなっている。これら説明変数の符号条件は、バブル崩壊後の実質県内総生産(非有意)を除いて通期と同じであり、一般的に想定されるものとなっている。ただ、係数の大きさがかなり変化しており、実質貸出がバブル崩壊後に約1/7に低下した一方、地価の係数が4倍近くまで上昇している。バブル崩壊後には実質貸出の影響度が薄れた一方、地価の影響度が上昇していることを示唆している。

これに対し、機会金利は、バブル崩壊前には1%水準で有意にマイナス(通期の符号と同じ)であるが、バブル崩壊後には1%水準で有意にプラスに転じている(バブル崩壊後の符号は、通常想定されるものと逆)。これは、バブル崩壊後の低金利局面において、預金者の通貨保有の行動パターンが変わった可能性を示唆していると考えられる。

長短金利差については、バブル崩壊前後でプラスという符号は変わらない(通期と同じ)が、バブル崩壊前には1%水準で有意だったものが、バブル崩壊後には10%水準で有意と、有意水準が低下している。また、係数が1/4に低下したこと

¹⁸ ハウスマン・テストによれば、自由度5の²統計量が36.24(p値0.000)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。なお、説明変数の数からすると²統計量の自由度は6の筈なので、用いた計量ソフト(TSP4.5)にバグがある可能性がある。

¹⁹ ハウスマン・テストによれば、自由度6の²統計量が1.933(p値0.926)となり、変動効果モデルの使用を推奨しているため、変動効果モデルのみを記載した。

も大きな特徴である。

株価は、バブル崩壊前後とも有意に影響していない。通期で見ると有意に影響しているのに、バブル前後の期間では有意な影響を確認できなかった。

4.2. 個人預金の推計結果

1980～2003年度の都道府県別のパネル・データ（サンプル数は1,128個）を用いて、個人預金を対象に、預金全体と同じ説明変数で推計した。その結果は、表3のとおりである。

表3 “一人当たり実質個人預金”前年比の推計結果（変動効果モデル²⁰）

説明変数		係数	(t 値)	[p 値]
県内総生産 (前年比%)	1	0.108	(4.020)	[0.000]
機会金利 (前年差%ポイント)	2	- 0.957	(- 3.157)	[0.002]
地価 (前年比%)	1	0.076	(8.494)	[0.000]
実質貸出 (前年比%)	2	0.181	(9.861)	[0.000]
長短金利差 (前年差%ポイント)	3	0.654	(4.782)	[0.000]
株価 (前年比%)	4	- 0.010	(- 2.815)	[0.005]
定数項	0	3.312	(30.202)	[0.000]

修正R² = 0.278 D.W. = 1.443

個別の説明変数の有意性をみると、いずれも1%水準で有意となっている。すなわち、実質県内総生産、地価、実質貸出が上昇(下落)している都道府県では、“一人当たり実質個人預金”の伸びが高い(低い)という関係が成立しており、この点は全預金ベースと同じである。

これらの説明変数の係数をみると、金融機関の貸出意欲の代理変数と考えられる実質貸出の0.181が一番大きく、実質県内総生産の0.108、地価の0.076が続いている。前掲表1の全預金ベースと比較すると、各説明変数の符号条件は同じであるが、係数には違いがみられる。個人預金ベースの方が実質貸出と実質県内総生産の係数が小さい一方、地価については大きくなっている。このことは、個人が地価により敏感に反応して預金を行っていることを示唆している。

また、機会金利の符号が有意にマイナスである点および長短金利差の符号がプラスとなっている点は、表1の全預金ベースと同じである。係数は、機会金利では個人預金の絶対値が大きく、個人が金利の変化により敏感に反応していることを示唆している。他方、長短金利差の係数は、個人の方が鈍感であることを示唆している。

株価(全国一律)についても、全預金ベースと同様、1%水準で有意となっている。しかしながら、符号が予想と異なり、僅かながらマイナスとなっている。

²⁰ ハウスマン・テストによれば、自由度6の²統計量が0.05(p値1.000)となり、変動効果モデルの使用を推奨しているため、変動効果モデルのみを記載した。

次に、バブル崩壊の前後の時期(1980～1990 年度<サンプル数 517 個>と 1991～2003 年度<同 611 個>)に分けて推計したところ、表 4 の推計結果が得られた。

表 4 “一人当たり実質個人預金” 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(1980～90 年度)			バブル崩壊後(1991～2003 年度)		
		変動効果モデル ²¹			変動効果モデル ²²		
		係数	(t 値)	[p 値]	係数	(t 値)	[p 値]
県内総生産	1	0.133	(3.833)	[0.000]	- 0.019	(- 0.457)	[0.648]
機会金利	2	- 2.709	(- 7.627)	[0.000]	2.415	(4.324)	[0.000]
地価	1	0.060	(5.695)	[0.000]	0.066	(2.630)	[0.009]
実質貸出	2	0.216	(7.332)	[0.000]	0.108	(3.323)	[0.001]
長短金利差	3	1.294	(5.003)	[0.000]	0.063	(0.361)	[0.718]
株価	4	- 0.037	(- 5.757)	[0.000]	0.0002	(0.049)	[0.961]
定数項	0	3.752	(16.349)	[0.000]	3.428	(29.960)	[0.000]
		修正R ² = 0.348 D.W. = 1.482			修正R ² = 0.066 D.W. = 1.103		

バブル崩壊の前後で分けてみると、実質貸出と地価が、いずれも 1%水準で有意であること、これらの説明変数の符号が通期と同じで一般に想定されるものであることは変わらない。しかしながら、実質県内総生産がバブル崩壊後に有意でなくなったほか、符号も逆になっている。また、一部の説明変数の係数に変化がみられ、実質貸出の影響度は半減している。これに対し、地価については小幅な上昇となっている。

機会金利の符号は、バブル崩壊の前後で反対になっている(この点は全預金ベースと同じ)。これに対し、長短金利差は、バブル崩壊後には、10%水準でも有意ではなくなっている。全預金ベースでみて有意水準が低下(バブル崩壊前の 1% 同崩壊後の 10%)した背景には、個人の反応変化があったものと考えられる。

株価は、バブル崩壊の前には 1%水準で有意に影響していたが、バブル崩壊後には 10%水準でも有意ではなくなっている(バブル崩壊後は全預金ベースと同じ)。また、バブル崩壊前には、株価が上昇すれば“一人当たり実質預金”が減少するという推計結果になっており、通常想定される符号とは異なっている(全預金ベースでは非有意)。バブル崩壊前には、株価が上昇すれば預金の拡大を抑制し、株式投

²¹ ハウスマン・テストによれば、自由度 6 の χ^2 統計量が 3.86 (p 値 0.695) となり、変動効果モデルの使用を推奨しているため、変動効果モデルのみを記載した。

²² ハウスマン・テストによれば、自由度 5 の χ^2 統計量が 8.364 (p 値 0.137) となり、変動効果モデルの使用を推奨しているため、変動効果モデルのみを記載した。なお、説明変数の数からすると χ^2 統計量の自由度は 6 の筈なので、用いた計量ソフト(T S P 4.5) にバグがある可能性がある。

資に回した可能性があると考えられる。

4.3. 法人等預金の推計結果

「全国銀行+相互銀行」の預金全体から「全国銀行+相互銀行」の個人預貯金を差し引けば「法人等預金」の計数が得られる。これらを、1980～2003年度の都道府県別パネル・データ（サンプル数は1,128個）として分析した結果は、表5のとおりである。

表5 “一人当たり実質法人等預金”前年比の推計結果（変動効果モデル²³）

説明変数		係数	(t 値)	[p 値]
県内総生産 (前年比%)	1	0.208	(2.973)	[0.003]
機会金利 (前年差%ポイント)	2	- 0.075	(- 0.093)	[0.926]
地価 (前年比%)	1	0.031	(1.243)	[0.214]
実質貸出 (前年比%)	2	0.835	(18.139)	[0.000]
長短金利差 (前年差%ポイント)	3	1.112	(2.970)	[0.003]
株価 (前年比%)	4	0.067	(7.093)	[0.000]
定数項	0	- 1.641	(- 6.210)	[0.000]

修正R² = 0.478 D.W. = 1.579

個別の説明変数の有意性をみると、機会金利、地価を除いて1%水準で有意となっている。このことから、“一人当たり実質県内総生産”、実質貸出が上昇（下落）している都道府県では、“一人当たり実質法人等預金”の伸びが高い（低い）という関係が成立しているとみられる。

これらの説明変数の係数をみると、実質貸出が0.835と最も高く、“一人当たり実質県内総生産”が0.208で続いている。法人の場合、貸出姿勢と預金額との間で、個人預金や全預金ベースと比べてより強い相関があることを示唆している。また、株価（全国一律）も1%水準で有意に影響している。各説明変数の符号条件も、想定したとおりとなっている。

これに対し、地価は10%水準でみても有意ではない。地価の変動が個人預金（個人企業を含む）や全預金ベースに有意に影響を与えているのとは異なっている。法人預金は地価の影響が乏しいことを示唆している。

また、機会金利の項は、符号が想定どおりマイナスながら、有意性が乏しい。法人預金については、全預金ベースあるいは個人預金とは別の金利変動要因が隠れている可能性がある。

長短金利差については、符号がプラスで、1%水準で有意となっている。係数をみると、個人預金や全預金ベースを上回っており、法人がより敏感に反応している

²³ ハウスマン・テストによれば、自由度6の²統計量が3.01（p値0.808）となり、変動効果モデルの使用を推奨しているため、変動効果モデルのみを記載した。

ことを示唆している。

次に、法人等預金を対象に、バブル崩壊の前後の時期（1980～1990年度＜サンプル数 517 個＞と 1991～2003 年度＜同 611 個＞）に分けて推計したところ、表 6 の推計結果が得られた。

表 6 “一人当たり実質法人等預金” 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（1980～90 年度）			バブル崩壊後（1991～2003 年度）		
		固定効果モデル ²⁴			変動効果モデル ²⁵		
		係数	（ t 値 ）	[p 値]	係数	（ t 値 ）	[p 値]
県内総生産	1	0.377	（ 3.913 ）	[0.000]	- 0.121	（ - 1.292 ）	[0.196]
機会金利	2	- 0.583	（ - 0.599 ）	[0.549]	2.375	（ 1.829 ）	[0.067]
地価	1	0.023	（ 0.792 ）	[0.429]	0.125	（ 2.205 ）	[0.027]
実質貸出	2	1.194	（ 13.682 ）	[0.000]	0.303	（ 4.825 ）	[0.000]
長短金利差	3	2.101	（ 2.920 ）	[0.004]	0.830	（ 2.036 ）	[0.042]
株価	4	0.056	（ 3.149 ）	[0.002]	0.024	（ 2.095 ）	[0.036]
定数項	0				- 1.441	（ - 5.622 ）	[0.000]
		修正R ² = 0.480 D.W. = 1.614			修正R ² = 0.067 D.W. = 1.920		

バブル崩壊の前後でみると、実質貸出は 1 %水準で有意である。他方、実質県内総生産は、バブル崩壊前は 1 %水準で有意だが、バブル崩壊後には 10%水準でも有意でなくなっている。地価については、バブル崩壊前は 10%水準でも有意でなかったものが、バブル崩壊後には 5 %水準で有意となっている。この 3 つの説明変数の符号条件は、バブル崩壊後の実質県内総生産を除いて通期と同じであり、一般的に想定されるものとなっている。ただ、係数の大きさがかなり変化しており、実質貸出がバブル崩壊後に約 1 / 4 に低下した一方、地価の係数が 0.02（非有意）から 0.125（5 %水準で有意）になっている。バブル崩壊後には、実質貸出や実質県内総生産の影響度が薄れた一方、地価の影響度が上昇した²⁶とみられる（この点は、全預金ベースと同じ）。

²⁴ ハウスマン・テストによれば、自由度 6 の χ^2 統計量が 39.88（p 値 0.000）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。

²⁵ ハウスマン・テストによれば、自由度 6 の χ^2 統計量が 1.18（p 値 0.978）となり、変動効果モデルの使用を推奨しているため、変動効果モデルのみを記載した。

²⁶ バブル崩壊後、早期是正措置が 1998 年度に導入されるなど、信用リスクの管理が強化されている（詳細は安孫子（2006）第 5 章参照）。地価の下落が続いたこの時期、銀行が預金担保を取り崩したり与信を抑制したりした結果、法人預金が減少した可能性がある。

また、機会金利の係数をみると、バブル崩壊前には10%水準でも有意でなかったものが、バブル崩壊後には符号がプラス（通常想定される符号とは逆）に逆転して10%水準で有意となっている。こうした逆転は、個人預金や全預金ベースと同じである。

一方、長短金利差は、バブルの前後とも1%水準あるいは5%水準で有意であり続けている。この点は、個人預金や全預金ベースで有意度が低下したことと異なっている。

株価は、バブル崩壊前は1%水準で、崩壊後は5%水準で有意に影響している。いずれも、株価が上昇（下落）すれば“一人当たり実質法人預金”が増加（減少）しており、通常想定される符号となっている。全預金ベースで株価がプラスで有意であった背景には、法人の反応が大きく影響していたと考えられる。

4.4. 推計結果の解釈

4.4.1. 推計結果の取り纏め

4.1. ~ 4.3. の推計から得られた知見の概要を簡単に取り纏めると、以下のとおり。

（全国銀行+相互銀行の預金全体）

“一人当たり実質預金”に、“一人当たり実質県内総生産”、地価、実質貸出が有意にプラスの影響を与えている（符号条件は想定どおり）。バブル崩壊の前後でもこの関係は概ね変わっていない（ただし、バブル崩壊後、県内総生産は有意でなくなった）。

バブル崩壊後には、地価の係数が上昇した一方、実質貸出の係数が低下している。バブル崩壊後になって、預金の変化が地価により敏感になっている姿が窺える。

株価は、通期では“一人当たり実質預金”に対して有意に影響を与えているが、バブル崩壊の前後では有意ではなかった（この間、符号はいずれも想定どおり正）。

機会金利の影響をみると、通期とバブル崩壊前は有意に負の係数が得られた（通常の通貨需要関数と同じ）が、バブル崩壊後には有意に正の係数に変わった。他方、長短金利差については、いずれの推計期間でも、想定どおり正の符号となった。

（うち個人預金）

個人預金については、 とほぼ同じ傾向がみられる。

バブル崩壊後には、 と同じく実質貸出の係数が低下している一方、地価の係数は より小幅な上昇となっている。

株価については、バブル崩壊後（非有意）には と同じく正の係数となったが、通期（有意）とバブル崩壊前（有意）には と異なり負の係数となった。もっとも、株価の係数はかなり小さい。

機会金利については、と同じ傾向がみられる。これに対し、長短金利差については、正の符号となった（ただし、バブル崩壊後は非有意）
 （うち法人等預金）

法人等預金に対しては、と異なり、地価は通期およびバブル崩壊前には有意に影響していない（バブル崩壊後には5%水準で有意）

実質貸出の影響を特に強く受けているが、バブル崩壊後の係数は約1/4に低下している。

実質県内総生産の影響を個人預金より大きく受けているが、バブル崩壊後には10%水準でも有意ではなくなっている。

株価については、と異なりいずれも有意に正の係数が得られたが、バブル崩壊の前後で係数が低下している。

機会金利は通期とバブル崩壊前には有意な影響を及ぼしていないが、バブル崩壊後には10%水準で有意な正の符号が得られた。これに対し、長短金利差は、いずれも正の有意な値が得られ、係数も個人預金や全預金ベースよりも大きい。

4.4.2. 推計結果の全国データへの当てはめ

次に、上記の推計結果を用いて、量的緩和政策が実施されていた2001～03年度の全国ベースの預貯金成長率（年平均）の要因分解を試みたところ、表7のとおりとなった。

表7 2001～03年度平均の全国計数の要因分解

（単位：%ポイント）

	預金全体		個人預金		法人等預金	
	通期	バブル崩壊後	通期	バブル崩壊後	通期	バブル崩壊後
前年比	3.44	3.44	3.80	3.80	2.79	2.79
県内総生産	0.10	非有意	0.08	非有意	0.15	非有意
機会金利	0.01	-0.03	0.01	-0.03	非有意	-0.03
地価	-0.27	-0.77	-0.39	-0.33	非有意	-0.63
実質貸出	-1.55	-0.31	-0.65	-0.39	-2.98	-1.08
長短金利差	-0.10	-0.04	-0.07	非有意	-0.12	-0.09
株価	-0.22	非有意	0.10	非有意	-0.70	-0.25

注)「県内総生産」として、一人当たり実質GDPの計数を用いて計算。

全預金ベースと個人預金では、地価、実質貸出が全国銀行の預金のマイナス要因として働いた可能性が高い。

また、法人等預金に対しては、とくに実質貸出が大幅なマイナス要因となっており、株価も引下げ要因として作用している。

こうした推計結果からみて、この時期のマネーサプライM2 + CDの伸び鈍化に

は、実質貸出の減少や地価下落が大きく影響していたものと考えられる。

4.4.3. 推計結果の政策的含意

このように、本稿の推計結果に基づけば、バブル崩壊後のように、地域貸出が低迷していたうえ、地域経済が低迷し、地価が下落を続けているときには、マネーサプライの増加を図ることが困難であったことを示唆している。こうした金融情勢の下では、金融政策のみの発動（例えば、量的緩和政策によってハイパワー・ドマネーの供給拡大を図る政策等）によって地域預金の急速な拡大を期待する向きもみられたが、過去の都道府県別の経験からみて、そうした期待が実現することはかなり難しいと考えられる。

地域預金の拡大、ひいては全国的なマネーサプライの拡大を目指すためには、まず、地域経済の活性化や地域の地価の下げ止まりを図る必要がある。地域経済が活性化すれば、法人等預金が回復すると考えられるほか、個人預金にもプラスの影響を及ぼすと考えられる。また、地価が下げ止まれば、個人預金を中心に、預金を拡大させる効果が期待される。

それとともに、地域金融機関の自助努力によって、貸出意欲の向上を目指すことも欠かせないと考えられる。その際には、信用リスクを無視した目先の政策対応を図る（例えば、1998年の特別保証制度の導入のようなもの）のではなく、一旦「不良資産」と認定された貸出先の再生を図るなど、地道ながら、地域金融機関の自主的な貸出環境の改善が望まれる。それに加えて、政策当局においては、地域金融機関だけではなお十分な貸出意欲を持っていない場合に備えて、地域金融機関の自己資本の増強を図ったり、信用リスク管理の高度化を促す各種施策（2007年3月末から導入されるバーゼルもそのひとつ）を厳格に実施したり、産業再生の基盤作りを行ったりするなど、貸出環境を整備するために、着実な政策対応を図ることが求められる。

5 . 終わりに

本稿では、都道府県別の預貯金デ - タ等に基づいて、その増加率にどのような変数が影響しているのか、通貨需要関数のアイデアを用いた比較的簡単な枠組みで実証分析を行った。28 年間あるいは 23 年間のデ - タを用いてパネル分析を行ったところ、各地域の所得環境が個人預金・法人預金ともに大きな影響を与えていることが確認できた。このほか、資産価格の中でも特に重要性が大きいと考えられる地価が、個人預金を中心に影響していることが確認できた（バブル崩壊後になると、法人等預金にも大きく影響している様子が窺えた）。さらに、貸出意欲の代理変数として取り上げた実質貸出が、法人預金に大きな影響を及ぼしているほか、個人預金にも少なからぬ影響を与えている。また、資産価格のもう一つの代表である株価については、法人預金を中心に影響を与えている様子が窺える。

こうした推計結果によれば、地価の下落もあって、全国銀行等の信用創造機能が不全状態に陥っている時には、預金の拡大、ひいてはマネーサプライの拡大を図ることは、なかなか難しいと考えられる。マネーサプライの拡大を図るには、地域経済の再建を図るほか、地価の下げ止まりや貸出意欲の回復につながる着実な対応を図ることが望まれる。

もっとも、本稿の分析は荒削りで、以下のような今後の研究課題を抱えている点是否定できない。

郵貯や生命保険など他の金融資産との競合が捉えられていない、
不良債権などによる貸出意欲の減退がデ - タの制約もあり考慮されていない、
地域金融機関サイドの資産選択の一環としての貸出を捉える視点が乏しい、
金融面での地域格差の問題が捉えられていない、
などである。また、説明変数である実質貸出と被説明変数である実質預金の間には相互作用がある可能性もあり、GMM（一般化積率推定法）などの高度な計量手法を用いたほうが良い推計結果が得られるとも考えられる。

今後、こうした分野での研究が進み、地域金融に関する知見が広がっていくことを期待したい。

（参考統計）

金融広報中央委員会（2001～05）『暮らしと金融なんでもデ - タ』、金融広報中央委員会。

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（2001～05）『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。

総務省統計局（2001）『平成12年基準 消費者物価接続指数総覧』、日本統計協会。

貯蓄広報中央委員会（1995～99）『生活と貯蓄関連統計』、貯蓄広報中央委員会。

貯蓄広報中央委員会（2000）『暮らしと金融なんでもデ - タ』、貯蓄広報中央委員会。
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。
内閣府経済社会研究所編（2003）『平成12年度県民経済計算について』、内閣府ホ - ムペ - ジ資料。
内閣府経済社会研究所編（2006）『平成15年版国民経済計算年報』、内閣府ホ - ムペ - ジ資料。
日本銀行（2006）『金融経済統計』、日本銀行ホ - ムペ - ジ資料。
日本銀行調査統計局（1999～2003）『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（1981～94）『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（1975～80）『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 - タ』、日本経済新聞社のデ - タベ - ス。

（参考文献）

安孫子勇一（2005）『経済活動と貸出行動』、堀江康熙 編『地域金融と企業の再生』第4章、中央経済社、東京。
安孫子勇一（2006）『知っておきたい金融論』、晃洋書房、京都。
安孫子勇一・吉岡孝昭（2003）『パネル・デ - タを用いた地域経済と地域貸出に関する実証分析』、『大阪大学経済学』第53巻第2号、大阪大学、53-70 ページ。
日本銀行（1997）『M2 + CDと経済活動の関係について - 長期均衡関係を中心とした研究』、日本銀行月報1997年6月号、日本銀行、101-123 ページ。
日本銀行調査統計局（2001）『マネーサプライ統計の解説』、日本銀行ホームページ。
藤木裕（1998）『金融市場と中央銀行』、東洋経済新報社、東京。
細野薫・杉原茂・三平剛（2001）『金融政策の有効性と限界 - 90年代日本の実証分析』、東洋経済新報社、東京。
松浦克己 コリン・マッケンジ（2001）『EViews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』、東洋経済新報社、東京。
松浦克己・竹澤康子（2001）『勤労者家計の通貨需要の実証分析 - 所得・消費弾性値は1を超えるのか？』、松浦克己・竹澤康子・戸井佳奈子 著『金融危機と経済主体』第1章、日本評論社、東京。
宮尾龍蔵（2006）『マクロ金融政策の時系列分析』、日本経済新聞社、東京。
Baltagi B. H. (2001), *Econometric Analysis of Panel Data*, second edition, John Wiley & Sons Ltd, West Sussex.
Fujiki H. and C. B. Mulligan (1996), "A Structural Analysis of Money Demand: Cross-Sectional Evidence from Japan," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, Vol.14, No.2, pp.53-78.
Mulligan, C. B. and X. Sala-i-Martin (1992), "US Money Demand: Surprising Cross-Sectional Estimates," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2, pp.285-343.